肥料試驗資料之整理

王 銀 波

一、緒 言

作物之肥料試驗爲需肥診斷方法之一，肥料試驗種類甚多，但歸納起來不外分田間試驗與室內(包括溫室與實驗室)試驗二種。一般而言，田間之試驗比較不易控制，但因與作物生長之土壤條件較爲接近，對栽培工作之應用可能更爲實際，室內之試驗各種試驗條件比較易於控制，但所用資材或條件(如土壤或培養液)與栽培作物之環境迥異，雖可得較精密之結果，唯與實際生長條件不同，僅能供爲了解其趨勢而已。這些試驗結果爲求其更科學化，並能正確的表示起見，大部分以數字表示，有些表面上看起來不能以數字表示的問題亦儘量使其數字化較爲清楚容易了解。倘僅靠文字之描述常會令人模糊不清，甚者更會使人發生誤會，因此使眞正試驗結果矇蔽不顯。所以我們欲比較試驗結果之質與量的問題必需先要有可以表示此質與量的數量方可以言比較。

現在我們有了調查的結果或試驗的紀錄，這些我們總稱爲資料(data)。這些整理的由試驗或調查所得的資料往往數量很多，而且零亂，我們不能對其有所了解，爲了從資料中得到一些訊息(Information) 或規律所以要加以整理，這些整理的資料必需正確可靠，整理後才有價值，如果資料不可靠，任你用怎樣精細的方法去整理，這些方法都是白費的。有些人迷信統計，以爲錯誤的資料可由統計去校正，使其成爲正確可靠的數字。其實這是大錯特錯，統計僅能幫助我們去判斷資料並無法改變資料之性質，所以錯誤的資料所得之結論仍是錯誤的，惟有正確的資料才會給我們正確的答案。在這裡我們必需强調對於不正確的資料，統計是愛莫能助的。

資料整理時，數字的抄寫和計算，一不留心就會發生錯誤，這種情形在有經驗的人尙免不了，何況初學的人呢？不過有經驗者一遇錯誤，自己就會發覺立即改正。發覺的方法，主要的是靠校對(Check)和推理(Reasoning)兩方面。校對可以把原來的計算過程重複一遍，也可以用不同的方法再算一遍。但重複計算，同一錯誤有重複發生之可能，故統計上常用不同的方法來校對。推理也是發現錯誤的好方法，不過推理只有靠豐富的知識與過去的經驗去發現錯誤的。

另外，應該養成整齊清潔並愛好數字的習慣，這樣才會減少筆誤之發生。若有馬虎草率的習慣，常常會錯誤百出，實不配從事科學的研究。又利用公式整理資料時，有時對由高深的數學原理演化出來的公式，追問來源是一件非常困難的事，所以在統計方法(Statistical Methods)中可略而不研究，但對各種公式的正當用途和計算的意義則非澈底了解不可，所以在計算之前必須弄清楚爲什麼要這樣算，切不可依樣畫葫蘆的盲算，盲算會使人墮入五里霧中。

有人認爲我們過去許多實驗結果，只要求得各組之平均數，必要時再算幾個百分數，根據平均數與百分數的大小，憑我們的常識，就可以看出各組的差別，這種僅憑數字表面值的推論，就是所謂常識的判斷。當兩組間差異很大而各組內之個別差異(Individual difference)比較少的時候，常識判斷和統計處理所得的結論，可能是一樣的。不過常識判斷主要的缺點，是沒有把機遇(Chance)或生物變異(Biological Variation)考慮在內，因此所下結論難免有錯誤發生，尤其在數字面值剛好迎合研究者的希望的時候，更容易得到似是而非的論斷，因爲此時把機遇或生物變異所來的差別當作兩組眞正的差別來處理，而下錯誤的論斷。

一般常有個錯誤的觀念，認爲利用統計方法僅是最後資料之整理與計算，至於事前的計劃、調查

、實驗和紀錄等等是與統計無關。殊不知在計劃一個實驗的時候，就應該全盤了解將來結果怎樣統計，那些資料要詳細紀載，那些項目可以略去，如何紀載才能便於整理統計，尤其我們不應忘記，實驗的處理（ Treatment ）數，這些參試處理有無代表性，如何進行實驗才可避免偏性（ Bias ），都非常重要。R、A、Fisher 氏認爲一個試驗的好壞應由(1)實驗本身之計劃(2)實驗結果之解釋方法兩項去評判，這是我們從事肥料試驗或營養診斷的人應該緊記的。

二 資料之整理——常用的統計公式

1.平均值（ Average or mean ）

資料之整理最初常整理成一頻度分佈（ Frequency Distribution ）表，這時雖然可看出資料的概貌，但還不達到統計之目的。因此如何表示這群數字的集合體而找出一個代表值來表示其集中情形加以活用，此種代表值普通採用平均值。這個平均值就是普通的算術平均，用符號表示如下：

$$\text{族群平均值}\ \mu = \frac{\sum_{i=1}^{N} X_i}{N} = \frac{X_1 + X_2 + \cdots + X_i + \cdots + X_N}{N}$$

$$\text{樣品平均值}\ \overline{X} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n} = \frac{X_1 + X_2 + \cdots + X_i + \cdots + X_n}{n}$$

N 表示族群之大小，X_1，$X_2 \cdots X_i \cdots X_N$ 表示族群之觀測值。

n 表示樣品之大小，X_1，$X_2 \cdots X_i \cdots X_n$ 表示樣品之觀測值。

麻煩的是兩組平均一樣時，普通他們的狀況並不一樣，亦即是各點之分佈情形不同，也有相同之平均值出現，所以除了平均值表示集合體之集中情形外，應該有一種可以表示分散情形的公式。

2.變方（ Variance ）與標準偏差（ Standard deviation ）

對資料之第二步認識爲資料的分散情形，最簡單的方法是求全距（ range ），即最大數減最小數，這樣可以知道資料的分散幅度。

全距的寫法常把差數寫在前面，而把最小值與最大值寫在括弧裡，如：

2,861（1,993－4,854）與 26.4（154.1－180.5）

但這方法不能考慮每一個觀察值的變動情形爲其缺點，所以有時同一平均值與同一全距的兩資料之實際情形大爲不同。

爲考慮每一觀測值之變動情形，以免一個特殊份子而影響全局，衡量變動分散情形的標準，就用各觀察值減去平均值叫偏差（ Deviation ）以式表示如下：

$$X_1 - \mu = x_1$$
$$X_2 - \mu = x_2$$
$$\vdots$$
$$X_i - \mu = x_i$$
$$\vdots$$
$$X_N - \mu = x_N$$

圖1 同一平均值同一全距之不同頻度分佈曲線

這些偏差仍是一群亂七八糟的數字，不能達到統計認識資料的目的，而更困難的是這些偏差之總和又等於零，即

$$\sum_{i=1}^{N}(X_i-\mu)=0$$

$$\sum_{i=1}^{N}(X_i-\mu)=\sum_{i=1}^{N}X_i-\sum_{i=1}^{N}\mu=\sum_{i=1}^{N}X_i-N\mu=N\mu-N\mu=0$$

故無法求得偏差平均值，以了解偏差之集中情形。因此以各觀察值與平均值之相差，取其絕對值而平均之，這便是均差（Mean deviation）

$$M.D.=\frac{\sum_{i=1}^{N}|X_i-\mu|}{N}$$

但任意取絕對值亦無充分理由，因此利用平均值之性質（以平均值爲中心時，各觀察值對平均之偏差平方和爲最少），知道N個觀察值離平均距離之平方和，爲觀察值以平均爲中心變動的最短距離和，用N除之，得平均的變動值，這值叫變方（Variance）

$$V=\sigma^2=\frac{\sum_{i=1}^{N}(X_i-\mu)^2}{N}$$ 族群的變方（Population Variance）

$$V=S^2=\frac{\sum_{i=1}^{n}(X-\bar{X})^2}{n}$$ 樣品變方（Sample Variance）

當變方大，表示觀察值離開平均值之平均距離大，即分散度大。當變方小，即分散度小。

任一樣品變方不一定等於族群變方，但所有樣品變方之平均，等於族群之變方，這也即是逢機樣品之不偏性（Unbiased estimate）。樣品之變方若乘$\frac{n}{n-1}$爲族群變方最佳估值，此時樣品之變方叫均方（Mean square）意即均差平方和（Sum of square of deviation），至於分母（n－1），一般稱自由度（Degree of freedom），常以d.f.表之。分子稱作偏差平方和 $\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})^2$（Deviation of sum of square），簡稱平方和（Sum of square）用S.S.表之。

爲使平方後之單位還原故把變方開方，以代表集合體之分散情形，族群變方開方稱標準偏差（Standard deviation），以σ表之。

$$\delta=\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N}(X_i-\mu)^2}{N}}$$

均方（M.S.）開方稱爲標準機差（Standard error）以S表之，爲樣品對族群標準偏差之估計值。

$$S=\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})^2}{n-1}}$$

一般以 $\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})^2$ 求法較麻煩，因 $\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})^2=\sum_{i=1}^{n}X_i^2-\frac{(\sum_{i=1}^{n}X_i)^2}{n}$

故計算時以 $\sum_{i=1}^{n}X^2-\frac{(\sum_{i=1}^{n}X_i)^2}{n}$ 代替 $\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})^2$

3. 差異係數（Coefficient of variation or varialility）

上面說過變方與標準偏差係表示量數間的變異或散布的情形，量數分散時變方與標準偏差大，量數密集時則變方與標準偏差小，利用此一原理可以比較兩族群之變異情形。碰到機差相似的族群時，則非常順利，但在兩個機差不同的族群，用變方或標準偏差來說明變異現象是不夠的。爲了解決這個問題，就不得不有一個公共的標準作爲比較的根據。最自然的比較標準，要算是各自的平均數了。因此我們把標準偏差化做平均數的百分數，稱之爲差異係數，又有人稱之謂變異係數，以C.V表示之。

$$C.V.=\frac{\sigma}{\mu}\times 100$$

樣品之差異係數爲

$$CV=\frac{S}{\bar{X}}\times 100$$

差異係數是百分數，所以它是沒有單位的，於是這兩個百分數就可以比較了。換句話說差異係數大的表示變異大，差異係數小的表示變異小。

差異係數，已往用得很多，可是濫用的結果，遂使若干統計學家貶抑了它的價值。所以使用時應謹愼切忌把風馬牛不相干的東西硬拉在一起比較，以致鬧成笑話。

4. 信賴係數（Confidence Coeffecient）與信賴間隔（Confidence intervel）

在標準常態分佈中，若以 $T_i=(X_i-\mu)/\sigma$，且 X_i 之分布常態時，則此 T_i 值之分佈亦爲常態，其眞平均值爲零，變方及標準差爲1，由常態分布之機率密度函數式或任何一種常態機率積分表均可得知，T_i 等於及小於 -1.96 與等於及大於 1.96 之機率各佔 2.5％以式示之。

左尾機率：$P[-\infty\to T_L]=P[-\infty\to-1.96]=2.5\%$

右尾機率：$P[T_U\to+\infty]=P[1.96\to+\infty]=2.5\%$

兩尾機率和 $=P[-\infty\to T_L]+P[T_U\to+\infty]$

$=P[-\infty\to-1.96]+P[1.96\to+\infty]=5\%$

P 表示界限內所佔機率，T_U 及 T_L 分別表示變值 T_i 之上限及下限。

顯著性測驗之機率水準一般用5％與1％二種，以上例5％爲例，則 $T_u=1.96$，$T_L=-1.96$ 稱爲信賴上限及下限。又因機率總和等於1，故中間機率爲

$$P[T_L\to T_U]=P[-1.96\to+1.96]=1-5\%=95\%$$

由下限至上限所佔機率95％，此值稱爲信賴係數（Confidence Coeffecient），上限至下限間之距離，即 T_L 與 T_u 之絕對值之和，等於 $2\times1.96=3.92$ 此數稱信賴間隔（Confidence Interval）。

若以1％爲顯著性之水準，或謂另設以99％爲信賴係數時，其 T_L 及 T_U 應分別等於 -2.58 及 2.58，其信賴間隔應爲 $2\times2.58=5.16$。

若有其常態變值 X_i，其眞平均值 μ，標準偏差 σ 時，並以95％爲信賴係數，則 $X_L=\mu-1.96$

爲該常態變值 X_1 之信賴下限，

$X_U = \mu + 1.96$ 爲其信賴上限。

$$P〔X_L \to X_U〕$$
$$= P〔(\mu - T\sigma) \to (\mu + T\sigma)〕$$
$$= P(\mu - 1.96\sigma) \to (\mu + 1.96\sigma)$$
$$= 95\%$$

其含義即當我們自某無窮大之常態變值族群中，以逢機方法取出一個變值爲樣品，其所取得之變值，落在此一間隔之機率爲 95％。

圖 2　T_1 之值

一般在小樣品中計算時常以 $\bar{X}$ 代替 μ，而以 St_{ps}^{df} 代替 1.96σ 或 2.58σ，成爲

$$P〔X_L \to X_U〕= P〔(\bar{X} - St^{df}_{0.05\%})〕\to〔\bar{X} + St^{df}_{0.05\%})〕$$
$$= 95\%$$（註：大樣品則以 S 代替 σ）

在常態變值之樣品平均值時，中間機率應爲 $P〔\mu - 1.96\frac{\sigma}{n} \leq \bar{X} \leq \mu + 1.96\frac{\sigma}{n}〕= 95\%$。

σ 值不可得，只有以 S 代之，再經移項 $P〔\bar{X} - \frac{s}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X} + 1.96\frac{s}{\sqrt{n}}〕= 95\%$

S 值之自由度小於 60，T_1 之分佈非常態而爲 t 分佈，故 $P〔\bar{X} - t_{ps}^{df}\frac{s}{\sqrt{n}} \leq \mu\bar{X} + t_{ps}^{df}\frac{s}{\sqrt{n}}〕= 95\%$

5. 機差（Probable deviation）與機誤（Probable error）

以前學過統計的人，都知道機差與機誤這些名詞。機差是標準偏差的 0.6745 倍，它也表示量數的散布情形，以 P.D. 表示之，其公式爲　$P.D. = 0.6745\sigma$

在常態曲綫上，全體均數在各一個機差上下（即 $\mu \pm P.D.$）的範圍內，有 50％的量數分佈着，而在全體均數上下各一個標準偏差的範圍內則有 68％的量數分布着。

機誤以 P.E. 表示，其意義與機差相似，不過機誤表示樣本平均值的分布情形，所以它是相當於標準機差的，其公式爲　$PE_{\bar{x}} = 0.6745\ S_{\bar{x}}$

在常人的思想裡，半數 50％好像比 68％容易理解些，這是機差與機誤的惟一好處，可是在其他方面，標準偏差與標準機差則更勝他們了。因此在現代統計學上，尤其是生物統計學上，機差與機誤幾乎已經不用，不過至今守舊的人依然把機誤放在平均數後面 $\bar{X} + PE_{\bar{x}}$ 而在現代統計學上則把標準機差放在平均數的後面了（$\bar{X} + S$）。因此我們在研究報告裡應當說明在正負號後面的是什麼東西，這樣才可以不致引起誤會，這點是我們常常忽略的。

三　田間試驗設計及其資料統計分析法

1. 兩處理參試之試驗設計及統計分析法

A. 完全逢機設計（CRD），亦稱不騈對而無相關之設計及分析法：

設有某鉀肥試驗，其參試處理有二，一爲僅施氮磷肥而不施任何鉀肥（K_0），另一爲施用與 K_0 等量之氮磷肥外，加施鉀肥 40 Kg／ha（K_1），每一參試處理重複十次，亦即每一處理設置十個試區，全試驗共需 20 個試區，那一試區屬於那一種處理，則用逢機抽籤決定，設抽籤結果及

各區水稻之稻穀收量如圖 3：

將圖 3 之數字經初步整理，可得表 1：

(1)	K_1	50	(20)	K_1	67
(2)	K_0	41	(19)	K_1	76
(3)	K_1	54	(18)	K_0	67
(4)	K_1	61	(17)	K_1	71
(5)	K_1	59	(16)	K_0	64
(6)	K_0	39	(15)	K_1	72
(7)	K_0	47	(14)	K_0	67
(8)	K_1	67	(13)	K_0	65
(9)	K_1	68	(12)	K_0	57
(10)	K_0	53	(11)	K_0	61

圖內數字爲每公頃之百公斤稻穀重量

圖 3　種　植　圖

表　1

處理 重複	K_1	K_0
1	50	41
2	54	39
3	61	47
4	59	53
5	67	61
6	68	57
7	75	65
8	71	67
9	76	64
10	67	67
總　計	648	561
平　均	64.8	56.1

$n_1 = 10$ ……第一參試處理之重複次數

$n_2 = 10$ ……第二參試處理之重複次數

$$\sum_{i=1}^{n_1}(X_{1j}-\bar{X}_{1.})^2=\sum_{i=1}^{n_1}X_{1j}^2-\frac{1}{n}\left(\sum_{i=1}^{n_1}X_{1j}\right)^2=(X_{11}^2+X_{12}^2+\cdots+X_{1j}^2+\cdots+X_{1n_1}^2)$$

$$-\frac{1}{n_1}(X_{11}+X_{12}+\cdots+X_{1j}+\cdots+X_{1n_1})^2=(50^2+54^2+\cdots+67^2)$$

$$-\frac{1}{10}(648)^2=42662.0-41990.4=671.6$$

$$\sum_{j=1}^{n_2}(X_{2j}-\bar{X}_{2.})^2=\sum_{j=1}^{n_2}X_{2j}^2-\frac{1}{n_2}\left(\sum_{j=1}^{n_2}X_{2j}\right)^2=(X_{21}^2+X_{22}^2+\cdots+X_{2j}^2+\cdots+X_{2n_2}^2)$$

$$-\frac{1}{n_2}(X_{22}+X_{22}+\cdots+X_{2j}+\cdots+X_{2n_2})^2=(41^2+39^2+\cdots+67^2)$$

$$-\frac{1}{10}(561)^2=32489.0-31472.1=1016.9$$

$$S_{\bar{x}}^2=\frac{1}{n_1+n_2-2}\left[\sum_{j=1}^{n_1}(X_{1j}-\bar{X}_{1.})^2+\sum_{j=1}^{n_2}(X_{2j}-\bar{X}_{2.})^2\right]=\frac{1}{10+10-2}(671.6+1016.9)$$

$$=93.8055$$

$$S_x=\sqrt{S_{\bar{x}}^2}=\sqrt{93.8055}=9.68$$

$$t=\frac{\bar{X}_{1.}-\bar{X}_{2.}}{S_{\bar{d}}}=\frac{\bar{X}_{1.}-\bar{X}_{2.}}{S_x\sqrt{\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}}}=\frac{64.8-56.1}{9.68\sqrt{\frac{1}{10}+\frac{1}{10}}}=2.009$$

根據自由度為（ n_1-1 ）＋（ n_2-1 ）＝ $n_1+n_2-2=10+10-2=18$ 查理論 t 值表得 $t_{.05}^{18}$ 為 2.101 及 $t_{.01}^{18}$ 為 2.878 ，今實測 t 值為 2.009 既小於 2.878 亦小於 2.101 ，故結論為兩參試處理之效果相差不顯著。

B.逢機完全區集設計（ RCBD ），亦稱駢對而有相關之設計及分析法

設另有某鉀肥試驗，其參試處理仍如上 A 所述，但其田間布置方法，先將全試驗所需之 20 個試區，每兩個相鄰試區劃為同一區集（因為有兩個處理參試），共得十個區集，每一區集之兩個試區，每參試處理逢機各佔其一，設逢機抽籤結果及各區水稻之稻穀收量如下圖 4 所示：

區集	試區	處理	收量	試區	處理	收量	區集
I	(1)	K_1	50	(20)	K_0	67	X
I	(2)	K_0	41	(19)	K_1	67	X
II	(3)	K_0	39	(18)	K_1	76	IX
II	(4)	K_1	54	(17)	K_0	64	IX
III	(5)	K_1	61	(16)	K_1	71	VIII
III	(6)	K_0	47	(15)	K_0	67	VIII
IIII	(7)	K_1	59	(14)	K_0	65	VII
IIII	(8)	K_0	53	(13)	K_1	75	VII
V	(9)	K_0	61	(12)	K_1	68	VI
V	(10)	K_1	67	(11)	K_0	57	VI

上圖中實線為區集界，虛線為試區界

圖 4 種 植 圖

將上圖之數字經初步整理，可得下表：

表 二

處理 ＼ 區集	K_1	K_0	$X_{1j}-X_{2j}$	$(X_{1j}-X_{2j})^2$
I	50	41	9	81
II	54	39	15	225
III	61	47	14	196
IIII	59	53	6	36
V	67	61	6	36
VI	68	57	11	121
VII	75	65	10	100
VIII	71	67	4	16
IX	76	64	12	144
X	67	67	0	0
總 計	648	561	87	955
平 均	64.8	56.1	8.7	

$n = 10$ ……….區集數或稱駢對數

$$\sum_{j=1}^{n}(X_{1j}-X_{2j})^2=(X_{11}-X_{21})^2+(X_{12}-X_{21})^2+\cdots+(X_{1j}-X_{2j})^2+\cdots+(X_{1n}-X_{2n})^2$$

$$=9^2+15^2+\cdots\cdots+0^2=955$$

$$\left[\sum_{j=1}^{n}(X_{1j}-X_{2j})\right]^2=\left(\sum_{j=1}^{n}X_{1j}-\sum_{j=1}^{n}X_{2j}\right)^2=(648-561)^2=87^2=7569$$

$$S_d^2=\frac{1}{n-1}\left\{\sum_{j=1}^{n}(X_{1j}-X_{2j})^2-\frac{1}{n}\left[\sum_{j=1}^{n}(X_{1j}-X_{2j})\right]^2\right\}=\frac{1}{10-1}\left[955-\frac{1}{10}(7569)\right]$$

$$=\frac{1}{9}(198.1)=22.0111$$

$$S_d=\sqrt{S_d^2}=\sqrt{22.0111}=4.6915$$

$$S_{\bar{d}}=\frac{1}{\sqrt{n}}S_d=\frac{1}{\sqrt{10}}\times 4.6915=1.4835$$

$$t=\frac{\bar{X}_1-\bar{X}_2}{S_{\bar{d}}}=\frac{64.8-56.1}{1.4835}=\frac{8.7}{1.4835}=5.8645$$

$t_{.05}^{9}=2.262$，$t_{.01}^{9}=3.250$ 茲實測 t 值既大於 2.262 亦大於 3.250，故試驗結果為施用 K_2O 每公頃 40 公斤較完全不施鉀肥有極顯著之增產效果，其估數為每公頃增產 870 公斤，相當於每一公斤之 K_2O，平均可以增加 $870 \div 40 = 21.75$ 公斤之稻穀收量。

C.常見之錯誤統計分析法

(a)原係（CRD）法設計，誤用（RCBD）法分析

(b)原係（RCBD）法設計，誤用（CRD）法分析

(c)人為之極端正相關資料（假 RCBD 法—）

以(a)與(c)為例說明如下：

(a) 表 三

假區集＼處理	K_1	K_0	$(X_{1j}-X_{2j})$	$(X_{1j}-X_{2j})^2$
Ⅰ	50	39	11	121
Ⅱ	54	41	13	169
Ⅲ	59	47	12	144
Ⅲ	61	53	8	64
Ⅴ	67	57	10	100
Ⅵ	67	61	6	36
Ⅶ	68	64	4	16
Ⅷ	71	65	6	36
Ⅸ	75	67	8	64
Ⅹ	76	67	9	81
總 計	648	561	87	831
平 均	64.8	56.1	8.7	

$$\sum_{j=1}^{n}(X_{1j}-X_{2j})^2=831\ ,\ \left[\sum_{j=1}^{n}(X_{1j}-X_{2j})\right]^2=(6\cdot 8-561)=87^2=7569$$

$$S_d^2=\frac{1}{9}\left[831-\frac{1}{10}(7569)\right]=\frac{1}{9}(74.1)=8.3333$$

$$S_d=\sqrt{S_d^2}=\sqrt{8.3333}=2.8862$$

$$S_{\bar{d}}=\frac{1}{\sqrt{n}}S_d=\frac{1}{\sqrt{10}}\times 2.8862=0.9127$$

$$t=\frac{\bar{X}_{1.}-\bar{X}_{2.}}{S_{\bar{d}}}=\frac{8.7}{0.9127}=9.5321$$

此實測 t 值比前在 B 項求得之 5.8645 更大，即更顯著，但因設計法與分析法不相配合，故此結論因所用方法之不合理而不正確。

(b)人爲極端負相關之資料（假 RCBD 法二）

表　四

處理 / 假區集	K_1	K_0	$(X_{1j}-X_{2j})$	$(X_{1j}-X_{2j})^2$
I	50	67	− 17	289
II	54	67	− 13	169
III	59	65	− 6	36
IIII	61	64	− 3	9
V	67	61	+ 6	36
VI	67	57	+ 10	100
VII	68	53	+ 15	225
VIII	71	47	+ 24	576
IX	75	41	+ 34	1156
X	76	39	+ 37	1369
總　計	648	561	87	3965
平　均	64.8	56.1	8.7	

$$\sum_{j=1}^{n}(X_{1j}-X_{2j})^2=3965\ ,\ \left[\sum_{j=1}^{n}(X_{1j}-X_{2j})\right]^2=(648-561)^2=87^2=7569$$

$$S_d^2=\frac{1}{9}\left[3965-\frac{1}{10}(7569)\right]=\frac{1}{9}(3208.1)=356.4556$$

$$S_d=\sqrt{356.4556}=18.88$$

$$S_{\bar{d}}=\frac{1}{\sqrt{10}}\times 18.88=5.97\ ,\ t=\frac{\bar{X}_1-\bar{X}_2}{S_{\bar{d}}}=\frac{8.7}{5.97}=1.4573$$

此實測 t 值比前在 A 項求得之 2.009 更小，即更不顯著，但因設計法與分析法不相配合，故此一結論亦因所用方法不合理而不正確。

由以上所述各點，可知所用之統計法必需與設計法配合，結論方爲正確，倘僅列資料之數字表而缺種植圖所用設計法之說明，必將無法確定合理之統計法，若更亂用統計法，則風馬牛不相及，妄論正確之結論矣。

實際上該試驗之設計係上B節所述者，故以同節內所述之統計法分析之，自當合理，其結論堪稱正確，即每公頃之水田施用 40 公斤K_2O確有增產之效，致於增產之量，約爲每公頃 870公斤，或謂在每公頃水田施用 40 公斤 K_2O之場合下，每公頃施用一公斤之K_2O，平均可以增加21.75公斤之稻穀收量。

2. 多於兩個處理參試之試驗設計及統計分析法

A 完全逢機設計（CRD）及統計分析法。

就目前之科學知識水準論，所謂試驗，係一種特殊之措施，其目的乃爲試驗者用以質詢自然界一些實際問題並令它便於答覆的工具。試驗結果紀錄，即係該等問題答案之具體表現，但此種紀錄必須成爲某一大族群之一小樣品，此一樣品對其母族群必須具有某種程度之代表能力，且此代表能力可於同時由該樣品資料估算得之，如是該試驗始負有一種積極的使命，其結果紀錄所蘊藏的訊息（Information）經適當統計之整理發拓後，即具有在不同時間或（及）空間之環境下的推論價值，故凡試驗最少必須具備下述四種事項：

(a)同一試體中必有兩個或以上之處理參試。

(b)每一參試處理必須具有兩個或以上之重複，亦即佔有兩個及以上之試驗單位（試區）。

(c)那一個試驗單位施與那一種處理必係以逢機（Random）爲決定之基本原則。

(d)試驗者必須備有該試驗結果紀錄的精確而合理之統計分析比較測驗方法。

設有某試驗，計 $1, 2 \cdots\cdots i \cdots\cdots m$ 等m個處理參試，1 處理重複 n_1 次，2 處理重複 n_2 次，其餘類推以至最後之m處理重複 n_m 次，則整個試驗所需之試驗單位總數，應爲 $n_1 + n_2 + \cdots + n_i + \cdots + n_m = \sum_{i=1}^{m} n_i$ 個（此等 n 值之數量可被試驗者根據某些理由而決定之），在此 $\sum_{i=1}^{m} n_i$ 個試驗單位中，那一個施與或屬於那一種處理，則完全依照機率相等的既定法則個別決定之，但須控制各個參試處理分別佔有其既定之試驗單位數，此種試驗之設計方法，即稱完全逢機設計（Completely Randomized Design）。

舉例言之，設有A，B，C三個處理參加某一水稻田間試驗，A爲不施任何鉀肥處理，B爲施用硫酸鉀處理，C爲施用氯化鉀處理，三種處理分別重複10、5、5次共20個試區（Plot）首先試驗者應將試田中之20個試區各給順號（由1至20），繼以卜克牌之黑桃（Spade）者10張代A處理，紅心（Heart）者5張代B處理，方塊（Diamond）者5張代C處理，再將此總共20張牌充分混合，然後依次翻閱各牌，設第一牌爲紅心，即第一試區應該施與硫酸鉀，第二牌爲黑桃即第二試區不應施與任何鉀肥，第三牌亦係黑桃，則第三試區仍係不施鉀肥，其餘類推，直到第20牌翻完爲止。用竹籤或骰子等代替卜克牌亦可，手頭備有逢機數字表使用更佳，結果得如下圖5：

圖 5

(1)	B	(8)	A	(9)	B	(16)	A	(17)	A
(2)	A	(7)	C	(10)	A	(15)	B	(18)	A
(3)	A	(6)	A	(11)	C	(14)	A	(19)	C
(4)	B	(5)	C	(12)	A	(13)	C	(20)	B

此種設計爲所有試驗設計法中唯一可以容許各參試處理之重複次數不等者（但除非有特殊之原因或理由使其成爲不等或必須不等者外，均應保持相等，蓋各參試處理若有相等之重複次數，則對試驗結果紀錄的統計測驗準確性有所補益）。卽在其他較爲繁複之設計方法，則各參試處理均須具有相等之重複次數，此等其他設計方法，若因遭受不可抗力之災害而致使各個參試處理之重複次數於試驗終了可能變爲不等，如是遂構成「缺區」（missing plot）現象，旣增加計算工作之煩，且降低其準確程度。惟本設計法準確度之降低不若別法之甚。

在一般情形下，本設計之準確程度往往不及他法之高，尤以田間試驗爲然。但其實施步驟及統計分析工作比較簡單易行，且若全部試驗材料於未施與不同參試處理之前無任何分類之象徵時，則因本設計法之試驗機差有最大之自由度數，故採用本法設計試驗可望獲得最準確之試驗結果。

設有ABCD四種氮肥，A代表尿素，B代表氰氮化鈣，C代表氯化銨，D代表硫酸銨，參加同一水稻栽培試驗，比較其效果，每一試區所施之氮量相當於每公頃90公斤，因現有之肥料量關係，尿素及氰氮化鈣各夠施用十個試區，氯化銨僅夠施用八區，硫酸銨最少，祇夠施用六區，故全試驗共設 10 + 10 + 8 + 6 = 34 個試區，然後用卜克牌之黑桃者10張代表A處理，紅心者10張代表B處理，方塊者8張代表C處理，梅花（Club）者6張代表D處理，再將此34張卜克牌充分混和，依次翻閱各牌，設得結果如下種植圖（圖6）

圖6　種植圖（稻穀收量單位爲每區公斤數）

(1)	B_1	4.56	(12)	D_4	5.77	(13)	A_5	3.21	(24)	B_6	4.32	(25)	C_5	2.90	(34)	C_8	4.00
(2)	A_1	4.52	(11)	A_4	3.50	(14)	D_5	5.48	(23)	A_8	3.11	(26)	B_7	3.74	(33)	C_7	4.82
(3)	A_2	5.61	(10)	B_2	6.23	(15)	D_6	5.37	(22)	A_7	2.65	(27)	C_6	2.62	(32)	B_{10}	2.83
(4)	C_1	5.58	(9)	C_2	4.98	(16)	B_3	5.20	(21)	B_5	4.52	(28)	A_9	3.90	(31)	A_{10}	5.10
(5)	D_1	5.04	(8)	D_3	3.54	(17)	C_3	4.76	(20)	C_4	5.62	(29)	B_8	4.96			
(6)	D_2	4.80	(7)	A_3	3.39	(18)	B_4	4.77	(19)	A_6	2.20	(30)	B_9	2.73			

將上圖之數字經初步整理得表如下：

表　五

重複順號	A 處理	B 處理	C 處理	D 處理	總　計
1	4.52	4.56	5.58	5.04	
2	5.61	6.23	4.98	4.80	
3	3.39	5.20	4.76	3.54	
4	3.50	4.77	5.62	5.77	
5	3.21	4.52	2.90	5.48	
6	2.20	4.32	2.62	5.37	
7	2.65	3.74	4.82		
8	3.11	4.96	4.00		
9	3.90	2.73			
10	5.10	2.83			
總　計	37.19	43.85	35.28	30.00	146.32
平　均	3.719	4.385	4.410	5.000	4.30353

$n_1 = 10$，$n_2 = 10$，$n_3 = 8$，$n_4 = 6$，$\bar{X}.. = 4.30353$

$$\sum_{i=1}^{m} n_i = 10 + 10 + 8 + 6 = 34 \qquad C = (\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n_i} X_{ij})^2 / \sum_{i=1}^{m} n_i = (146.32)^2/34$$

$$= 629.69242$$

$$SST = \sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n_i} X_{ij} - C = [(4.52)^2 + (5.61)^2 + \cdots + (5.37)^2] - 629.69242 = 39.31658$$

$$SSt = \sum_{i=1}^{m} \frac{1}{n_i} (\sum_{j=1}^{n_i} X_{ij})^2 - C = [\frac{1}{10}(37.19)^2 + \frac{1}{10}(43.85)^2 + \frac{1}{8}(35.28)^2 + \frac{1}{6}$$

$$(30.00)^2] - C = 6.48424$$

$$SSE = SST - SSt = 39.31658 - 6.48424 = 32.83234$$

$$dfT = \sum_{i=1}^{m} n - 1 = 34 - 1 = 33，dft = m - 1 = 4 - 1 = 3，dfE = \sum_{i=1}^{m} n_i - m = 34 - 4 = 30$$

$$MSt = \frac{SSt}{dft} = 6.48424 / 3 = 2.161413，MSE = \frac{SSE}{dfE} = 32.83234 / 30 = 1.094406$$

$$Ft = MSt / MSE = 2.161413 / 1.094406 = 1.975$$

$$cv = \frac{S}{\bar{X}} \times 100 = \frac{\sqrt{MSE}}{\bar{X}} \times 100 = \frac{\sqrt{1.09406}}{4.30353} \times 100 = 24.3\%$$

表六　變方分析結果表

變異原因	自由度	平方和	均　方	實測F值	5 %	1 %
處　理	3	6.48424	2.161413	1.975	2.92	4.51
機　差	30	32.83218	1.094406			
總　計	33	39.31658				

根據處理均方（大均方）之自由度（ f_1 ）爲3及機差均方（小均方）之自由度（ f_2 ）爲30查 Snedecor's Table of F Value，得第一種錯誤機率爲5％時之理論F值爲2.92及1％者爲4.51，今處理均方之實測F值爲1.975，旣小於4.51亦小於2.92，可知此項實測F值之發生機率旣大於1％，亦大於5％，因其機率太大，故測驗之虛無擬說（Null Hypothesis）所建議之結論爲該四種參試處理之眞實效應相等者，遂被吾人接受。意卽在本試驗結果紀錄中，所表現之處理平均值相差，曾染有試驗機差之數量已足以埋沒或矇蔽該等處理眞實效應之差異，故測驗之結語爲不可靠或不顯著（Insignificant）。或謂實得各處理樣品平均值之高低，因受取樣變異之影響，未可深信適爲該等處理眞實效應高低次序之正確反映也。

上節所作之處理實測F值之顯著性測驗，爲各個參試處理互相間差異之綜合性測驗，設若僅有兩個參試處理，全試驗祇有一個處理間之差異，故無綜合性與個別之分，倘有兩個以上之處理參試，則全試驗含有每兩個參試處理對比之差異必多於兩個，如三個處理參試應有 ${}_3C_2 = \frac{1}{2} \times (3 \times 2) = 3$ 個個別相差，四個處理參試應有 ${}_4C_2 = \frac{1}{2}(4 \times 3) = 6$ 個個別相差，十個處理參試，應有 ${}_{10}C_2 = \frac{1}{2}(10 \times 9) = 45$ 個個別相差。按理處理實測F值經測驗爲顯著，則所有參試處理眞實效應相等之虛無擬說遂被吾人拒絕，此時所應注意者，結論雖爲拒絕擬說，但其眞義未必卽係所有參試處理效應均不相等，且眞實次序適如試驗結果中各參試處理之平均值所表

現者，個別之差異組合甚多，何者顯著何者不顯著，自擬說被拒絕後，即渺無所知。若欲窺測其詳，則應更進而作差異之個別測驗，（若處理實測F值不顯著，則無此必要，倘勉強爲之，而偶有某個個別差異測驗結論爲顯著，此種顯著亦被處理F值之不顯著所否認）。今上述之例其處理實測F值測驗爲不顯著，本不應作個別差異測驗，爲表示方法計，亦更進一步作個別測驗。方法可沿用 t 值測驗，因本例各參試處理之重複次數不等，故應使用下式求各個個別差異之實測 t 值：

$$t=\frac{\overline{X}_1.-\overline{X}_2.}{S\sqrt{\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}}}\ ,\ S=\sqrt{MSE}\ ,\ MSE\text{爲機差均方}$$

D處理與C處理之實測 t 值：

$$t_1=\frac{\overline{X}_D.-\overline{X}_C.}{S\sqrt{\frac{1}{n_4}+\frac{1}{n_3}}}=\frac{\overline{X}_D.-\overline{X}_C.}{\sqrt{MSE}\times\sqrt{\frac{1}{n_4}+\frac{1}{n_3}}}=\frac{5.000-4.410}{\sqrt{1.0944}\times\sqrt{\frac{1}{6}+\frac{1}{8}}}=1.004$$

D處理與B處理之實測 t 值：

$$t_2=\frac{\overline{X}_D.-\overline{X}_B.}{S\sqrt{\frac{1}{n_4}+\frac{1}{n_2}}}=\frac{5.000-4.385}{\sqrt{1.0944}\times\sqrt{\frac{1}{6}+\frac{1}{10}}}=1.139$$

D處理與A處理之實測 t 值：

$$t_3=\frac{\overline{X}_D.-\overline{X}_A.}{S\sqrt{\frac{1}{n_4}+\frac{1}{n_1}}}=\frac{5.000-3.719}{\sqrt{1.0944}\times\sqrt{\frac{1}{6}+\frac{1}{10}}}=2.012$$

C處理與B處理之實測 t 值：

$$t_4=\frac{\overline{X}_C.-\overline{X}_B.}{S\sqrt{\frac{1}{n_3}+\frac{1}{n_2}}}=\frac{4.410-4.385}{\sqrt{1.0944}\times\sqrt{\frac{1}{8}+\frac{1}{10}}}=0.050$$

C處理與A處理之實測 t 值：

$$t_5=\frac{\overline{X}_C.-\overline{X}_A.}{S\sqrt{\frac{1}{n_3}+\frac{1}{n_1}}}=\frac{4.410-3.719}{\sqrt{1.0944}\times\sqrt{\frac{1}{8}+\frac{1}{10}}}=1.393$$

B處理與A處理之實測 t 值：

$$t_6=\frac{\overline{X}_B.-\overline{X}_A.}{S\sqrt{\frac{1}{n_2}+\frac{1}{n_1}}}=\frac{4.385-3.719}{\sqrt{1.0944}\times\sqrt{\frac{1}{10}+\frac{1}{10}}}=2.013$$

根據機差自由度爲 30，查表得錯誤機率等於 5 ％之理論 t 值爲 2.042，錯誤機率等於 1％者爲 2.750，以上計算所得六個實測 t 值均小於 2.750 及 2.042，即六個個別差異顯著性測驗結論爲均不顯著。與處理均方實測F值測驗之綜合結論相符。

上面所舉的數列，爲各參試處理的重複次數不等者，若能控制各參試處理的重複次數相等，

則更有利。

B 每兩參試處理間相差之顯著性測驗

僅有兩個處理參試，F 值與 t 值兩種測驗法之結論相同，蓋因兩種處理之效應，祇有一種相差，無綜合與個別測驗之分別，故擇用二種方法之一即可。但若不僅兩種處理參試時，則兩法測驗之意義不同，且並不相斥乃相輔相成者，即均方顯著性測驗之結論不顯著時，各處理效應相等之擬說既被接受，或謂處理間綜合性差異既被拒絕，遂無進行個別差異顯著性測驗之必要。苟當均方顯著性測驗結論爲顯著，因而測驗之虛無擬說 $\tau_1 = \tau_2 = \cdots = \tau_i = \cdots = \tau_m = 0$ 遂被拒絕後，則各個 τ 值之關係如何？是各個 τ 值都不相等？或在 $\frac{m(m-1)}{2}$ 個差數中，全部或僅有一部份顯著，僅有一部分時是那幾種差數顯著？這一連串問題，則 F 值測驗未曾給與吾人任何答案，故須賴別的方法作更進一步之個別測驗。關於每兩處理平均值的差異顯著性測驗，可大別爲最低差異顯著標準（L.S.D）與多種變域測驗法兩種方法，分述如下：

(a) 最低差異顯著標準（L.S.D.）

此法爲數十年來曾被廣泛採用者，設各參試處理之重複次數相等（即 $n_1 = n_2 = \cdots = n_i = \cdots = n_m = n$）

因 $t = (\overline{X}_{1}. - \overline{X}_{2}.) / Sx\sqrt{\frac{2}{n}}$

故 $\overline{X}_{1}. - \overline{X}_{2}. = t \cdot Sx\sqrt{\frac{2}{n}}$

t 值測驗之原式中，係以 t 爲所求之實測值，便與查表所得之理論 t 值比較而決定顯著性者，但在上式中，另以（$\overline{X}_{1}. - \overline{X}_{2}.$）爲所求之值，至於等號後之 t 值，則應依 Sx 之自由度及第一種錯誤機率查理論 t 值表而得者，故此時應即改寫爲：$\overline{D} = t^{df}_{Ps} \times Sx\sqrt{\frac{2}{n}}$ 上式中之 $\overline{D}$ 即稱最低差異顯著標準值（Least Significant Difference 簡稱 L.S.D.）。此值之應用方法，係另就參試 m 個處理平均值製成差異之梯形表，在該表中遇有較 $\overline{D}$ 值爲大者則屬顯著，否則不顯著，此法係利用各處理之重複次數相等及固定第一種錯誤機率（即無須查出各個實測 t 值之出現機率）之便而反算得者，如是可省分別計算各個實測 t 值之麻煩也。

上述 L.S.D. 之方法以八個廠商出品之分析試驗數例爲例說明之，設第一級之 Ps = 5%，dfE = 40，則 $t^{df}_{Ps} = t^{40}_{.05} = 2.02$，第二級之 Ps = 1%，則 $t^{df}_{Ps} = t^{40}_{.01} = 2.71$，$Sx = \sqrt{MSE} = \sqrt{141.6} = 11.9$，n = 6，故

$$\overline{D}_1 = t^{40}_{.05}\, Sx\sqrt{\frac{2}{n}} = 2.02 \times 11.9 \times \sqrt{\frac{2}{6}} = 13.88$$

$$\overline{D} = t^{40}_{.01}\, Sx\sqrt{\frac{2}{n}} = 2.71 \times 11.9 \times \sqrt{\frac{2}{6}} = 18.62$$

結論爲 D 與 E，H，G 及 C 與 H，G 等五種差異呈極顯著，C 與 E，B 與 H，G 及 F 與 H 及 G 等另五種差異顯著，其餘所有各個差異均不顯著。

若各參試處理之重複次數相等，有如上例者，則比較之對象（即梯形表中處理效應基本數值之性質）並不受限於平均值，另爲各處理 n 個重複之總計，總平均值之百分率，對照（或標準）處理平均值之百分率，以致於伸算爲各種複名度量衡單位均可。但須於同時使用與比較對

象相當之標準機差卽妥，卽該比較對象對兩平均値差異之改算因子（ Conversion Factor ）爲何，則其最低差異顯著標準値亦應乘此改算因子卽妥，例如設今改用各處理 n 個重複總計爲比較對象，因

$$\sum_{j=1}^{n} X_{1j} - \sum_{j=1}^{n} X_{2j} = n\overline{X}_{1\cdot} - n\overline{X}_{2\cdot} = n\ (\ \overline{X}_{1\cdot} - \overline{X}_{2\cdot}\ )$$

可知改算因子爲 n ，故其最低顯著標準値之計算公式應爲：

$$\overline{D} \times n = t_{ps}^{df} \times Sx\sqrt{\frac{2}{n}} \times n = t_{ps}^{df}\ Sx\sqrt{2n}$$

蓋因上式中之 $S\sqrt{2n}$ 卽係每處理重複 n 次之兩個總計相差之標準機差故也。

表七　梯形比較表

廠　商	平　均							
D	85	D						
C	82	3	C					
B	78	7	4	B				
F	76	9	6	2	F			
A	72	13	10	6	4	A		
E	65	20**	17*	13	11	7	E	
H	62	23**	20**	16*	14*	10	3	H
G	61	24**	21**	17*	15*	11	4	1

顯著符號： * 爲顯著（ Significant ）

　　　　　** 爲極顯著（ Highly Significant ）

(b)多種變域測驗法

(a)項所述，當兩個以上之處理參試所得紀錄經變方分析並作均方測驗結果顯著後，進而利用通常兩個樣品平均値差異顯著性 t 値測驗法，作任何兩個參試處理平均値差異顯著性測驗之理據，在表面上似無瑕疵，惟細思之，則不盡然。當我們進行個別比較時，已失去綜合性之意義，故上述 L.S.D. 應用於各種差異係於試驗前選定者，則尙正確，但若應用於試驗終了後所得資料建議之各種差異，則不合理。因參試處理數或被調查之項目數甚多時，最大處理平均値與最小處理平均値之差異，曾接受較大機差變異機會較其他差異者爲多也。此種事實，可從一種空白測驗察知，設我們於同一族群中以逢機方法取出其大爲 n 之兩個樣品，該兩樣品平均値差異之均方期望値應爲 $\frac{2}{n}\sigma^2$ ，苟另取出其大仍爲 n 之三個樣品，則每兩個樣品平均値差異之均方期望値仍爲 $\frac{2}{n}\sigma^2$ ，但若祇以此三樣品中平均値最大及最小之兩個樣品爲資料估算兩樣品平均値差異之均方，結果所得必較 $\frac{2}{n}\sigma^2$ 爲大，且於同時取其大爲 n 之樣品個數愈多，祇以其中平均値最大及最小之兩樣品爲資料估算所得之平均差異均方亦愈較 $\frac{2}{n}\sigma^2$ 爲大，故以 L.S.D. 應用於任何兩個樣品平均値之差異顯著性測驗，實非公允。若另就測驗之機率言，則在計算 L.S.D. 時所曾選定之第一種錯誤機率，對大小順序相鄰兩樣品平均値之差異顯著

性，則尚恰當，但若仍以此L.S.D.作大小順序並非相鄰兩樣品平均值之差異顯著性，則因機差變大而使第一種錯誤機率亦隨之而變大，無法維持原定之機率也。D.B. Duncan氏於1955年所倡之多種變域測驗法（Multiple Range Test），此法之誘導前提爲某含有m（大於2）個處理之試驗，此m個參試處理，必須不能再作任何分類，且其平均值之族群分佈爲連續性之常態者，若可再作某種分類，則須先於變方分析過程中分別計算均方並測驗之，然後以同變因內所含各處理效應作此測驗即妥。玆以表八之數例爲例，逐步說明本法之實用手續如後：

(1)將各處理之平均值按由大而小之次序排列得下表：

表　　八

處理代號	D	C	B	F	A	E	H	G
平 均 值	85	82	78	76	72	65	62	61

(2)計算平均標準機差：

因　$m=8$，$n=6$，$MSE=141.6$，$dfE=40$，故

$$S\bar{x}=\frac{S}{\sqrt{n}}=\sqrt{\frac{MSE}{n}}=\sqrt{\frac{141.6}{6}}=4.86$$

(3)選定最低顯著機率水準（Ps）進而計算各個$\bar{D}\left(\begin{smallmatrix}P\\Ps\end{smallmatrix}\right)$值：

$$\bar{D}\left(\begin{smallmatrix}P\\Ps\end{smallmatrix}\right)=R\left(\begin{smallmatrix}dfE\\P\\Ps\end{smallmatrix}\right).S\bar{x}$$

上式中P爲每兩個處理平均值之變域間隔數加一，例如GD兩處理平均值之間隔爲7即P＝8，GH者P＝2，其餘類推。$\bar{D}\left(\begin{smallmatrix}P\\Ps\end{smallmatrix}\right)$爲某兩平均值之變域間隔爲P及顯著機率水準爲ps之最低差異顯著變域值，即當兩個處理平均值之變域間隔爲P若該兩平均值之差異大於$\bar{D}\left(\begin{smallmatrix}P\\Ps\end{smallmatrix}\right)$值，乃被認爲顯著之意。$R\left(\begin{smallmatrix}dfE\\P\\Ps\end{smallmatrix}\right)$之值可依dfE、P、Ps三值查Duncan氏之多種變域測驗數值表（Significant Ranges for Multiple Range Test）而得。玆設選定第一級Ps＝5％、第二級Ps＝1％，P＝8，dfE＝40，查該表得$R\left(\begin{smallmatrix}40\\8\\.05\end{smallmatrix}\right)=3.30$，$R\left(\begin{smallmatrix}40\\8\\.01\end{smallmatrix}\right)=4.36$故：

$$\bar{D}\left(\begin{smallmatrix}8\\.05\end{smallmatrix}\right)=R\left(\begin{smallmatrix}40\\8\\.05\end{smallmatrix}\right)S\bar{x}=3.30\times4.86=16.0$$

$$\bar{D}\left(\begin{smallmatrix}8\\.01\end{smallmatrix}\right)=R\left(\begin{smallmatrix}40\\8\\.01\end{smallmatrix}\right)S\bar{x}=4.36\times4.86=21.2$$

繼續查表，得$R\left(\begin{smallmatrix}40\\7\\.05\end{smallmatrix}\right)=3.27$；$R\left(\begin{smallmatrix}40\\7\\.01\end{smallmatrix}\right)=4.31$；$R\left(\begin{smallmatrix}40\\6\\.05\end{smallmatrix}\right)=3.22$；$R\left(\begin{smallmatrix}40\\6\\.01\end{smallmatrix}\right)=4.27$；$R\left(\begin{smallmatrix}40\\5\\0.05\end{smallmatrix}\right)=3.17$；$R\left(\begin{smallmatrix}40\\5\\.01\end{smallmatrix}\right)=4.21$；$R\left(\begin{smallmatrix}40\\4\\.05\end{smallmatrix}\right)=3.10$；$R\left(\begin{smallmatrix}40\\4\\.01\end{smallmatrix}\right)=4.12$；$R\left(\begin{smallmatrix}40\\3\\.05\end{smallmatrix}\right)=3.01$；$R\left(\begin{smallmatrix}40\\3\\.01\end{smallmatrix}\right)=4.01$；$R\left(\begin{smallmatrix}40\\2\\.05\end{smallmatrix}\right)=2.86$；$R\left(\begin{smallmatrix}40\\2\\.01\end{smallmatrix}\right)=3.85$然後計算各個$\bar{D}\left(\begin{smallmatrix}P\\Ps\end{smallmatrix}\right)$值，結果彙成表九

表　　九

	Ps	P						
		8	7	6	5	4	3	2
$R(^{40}_{P\ Ps})$ {	0.05	3.30	3.27	3.22	3.17	3.10	3.01	2.86
	0.01	4.36	4.31	4.27	4.21	4.12	4.01	3.85
$D(^{P}_{Ps})$ {	0.05	16.0	15.9	15.6	15.4	15.1	14.6	13.9
	0.01	21.2	20.9	20.8	20.5	20.0	19.5	18.7

(4)求每兩個處理平均值之差異，並與各自相當之最低差異顯著變域值〔$D(^{P}_{Ps})$〕比較判別其顯著性。

（Ⅰ）以最大之平均值爲被減數者：

D－G＝85－61＝24，P＝8，24＞21.2＞16.0，極顯著

D－H＝85－62＝23，P＝7，20＜20.9＞15.9，顯著

D－E＝85－65＝20，P＝6，17＜20.8＞15.6，顯著

D－A＝85－72＝13，P＝5，10＜15.4＜20.5，不顯著

比較及顯著性判斷工作，乃從最大平均值與最小平均值之差異開始，次爲最大平均值與第二最小平均值之差異，其餘類推，直至差異呈不顯著爲止，在不顯著差異變域內之其他各個差異，即使偶有大於各自之最低差異顯著變域，但亦應被認爲不顯著而無須比較。

（Ⅱ）以第二最大平均值爲被減數者：

C－G＝82－61＝21，P＝7，21＞20.9＞15.9，極顯著

C－H＝82－62＝20，P＝6，20＜20.8＞15.6，顯著

C－E＝82－65＝17，P＝5，17＜20.5＞15.4，顯著

C－A＝82－72＝10，P＝4，10＜15.1＜20.0，不顯著

因而C－F，C－B，等二個差異亦不顯著，但此等差異之不顯著已被包括於（1）之結論中矣。

（Ⅲ）以第三最大平均值爲被減數者：

B－G＝78－61＝17，P＝6，17＜20.8＞15.6，顯著

B－H＝78－62＝16，P＝5，16＜20.5＞15.4，顯著

B－E＝78－56＝13，P＝4，13＜15.1＜20.0，不顯著

因而B－A，B－F，F－E，F－A，A－E等五個差異亦不顯著。

（Ⅳ）以第四最大平均值爲被減數者：

F－G＝76－61＝15，P＝5，15＜15.4＜20.5，不顯著

因而F－H，F－E，F－A，A－G，A－H，A－E，E－G，E－H，H－G等九個差異亦不顯著。

又因（Ⅳ）之第一個差異已呈不顯著，故比較至此，乃告結束。

若欲與線段表示此等差異之顯著性，吾人即應在各處理之平均值順序表（表八）下，先按上述（Ⅰ）之比較測驗結果不顯著部份，在D至A之間畫第一條實線，按（Ⅱ

)項比較結果之不顯著部份與(Ⅰ)重複不必另行畫線，按(Ⅲ)之測驗結果不顯著部份，在B至E之間另畫第二條實線，按(Ⅳ)之比較結果不顯著部份，在F至G之間畫第三條實線，其次再按(Ⅰ)之結果非極顯著部份應在D至E之間畫一虛線，但以前所畫之第一條實線係在D至A之間，A曾被D至E之間所包括，故祇須在A至E補畫一小段虛線即足，按(Ⅱ)之結果非極顯著部份應在C至H之間畫一虛線，但以前所畫之第二條實線係在B至E之間，B至E在C至H變域範圍之內，故祇須在C至B及E至H之間補畫兩小段虛線即足，按(Ⅲ)之結果第一個差異即非極顯著，應在B至G之間畫一虛線，但以前所畫之第三條實線在F至G之間爲B至G之間所包括者，故祇須在B至F之間補畫一小段虛線即足，結果得如下列之表：

表　十

處理代號	D	C	B	F	A	E	H	G
平均值	85	81	78	76	72	65	62	61
第一線	——	——	——	——	——	……		
第二線		……	——	——	——	——	……	
第三線			……	——	——	——	——	——

試觀上表，同時考慮三線，既無虛線又無實線相連之每兩處理平均值的差異呈極顯著，如D－G，D－H，C－G等三者屬之。僅無實線但有虛線相連者均呈顯著而未達極顯著，如D－E，C－H，C－E，B－G，B－H等五者屬之。其餘有實線相連之差異均呈不顯著，如D－A等20個。

以本法測驗結果與上法者比觀，僅本法稍見嚴格而無重大區別，若另就理據評議，則本法實較合理也。

C 逢機完全區集設計(RCBD)及統計分析法

逢機完全區集設計在田間試驗中，爲最普遍被人採用之一種設計方法。在這種設計的試驗裏，各參試處理之重複次數必須相等，設有m個處理參試，每處理重複n次，則全試驗共需mn個試區。其設計法之第一步驟，係先依既定之試區規劃(指試區之大小形狀方向等)在一坵試田中劃出互相鄰接的mn個試區。第二步驟，再依既定之區集規劃(指區集之大小、形狀、方向及同區集內各個試區之連接方式等)，將該mn個試區作互相鄰接的每m個爲一區集之劃分，如是全部可得容納m個互相鄰接之試區的n個區集。第三步驟，係將m個處理逢機施與各試區的試驗材料中，其法係限制在每一區集所含m個相接的試區中，每一參試處理逢機佔一試區，且各區集分別逢機，至此設計工作遂告完成。

每一區集所容之試區數，通常以2至10之間爲最適當，若試區面積並非太大，且試田經區集之劃分後在同一區集內所有試區之間的地力差異仍不致太大，則每一區集所容之試區數增至20個亦不爲多。但在一般試田中最好不要超過此數，因爲逢機完全區集法中，需每一區集所容之試區數必須與參試處理數相等。若欲改變試區數，必將同時影響參試處理數，故此一問題似無庸說。但可以用各種不完全區集設計法(Incomplete Block Designs)以控制土異，可彌補區集內試區數之限制，終於恢復選擇處理數之自由焉。

茲舉一例以說明此種設計，設有四種不同之水稻氮肥施用量的處理，我們決定拿來參加一個田間試驗，比較那一個處理豐產，那一處理歉收，每處理重複五次，亦即每處理栽培五個試驗區，以A、B、C、D四個英文字母分別代表四種氮肥之施用量，A(150Kg /ha)、B(100Kg

/ha)、C (50Kg /ha)，D (不施氮肥)以，Ⅰ、Ⅱ、Ⅲ、Ⅳ、Ⅴ五個羅馬數字分別代表五個區集，全試驗共有 5 × 4 = 20 個試驗區，以 1 ，2 … 20 等二十個阿拉伯數字分別代表之。各區集內的四個試區，那一個應施與那一種氮肥之量，必須先後分別逢機決定，依法進行，即得種植圖中之各區位置及稻穀收量如下 (圖 7)：

圖 7　種　植　圖

(1) D 29.3	(8) B 33.0	(9) D 29.8	(16) B 36.8	(17) D 28.8
(2) B 33.3	(7) A 34.0	(10) A 34.3	(15) A 35.0	(18) C 35.8
(3) C 30.8	(6) C 34.3	(11) B 36.3	(14) D 28.0	(19) B 34.5
(4) A 32.3	(5) D 26.0	(12) C 35.3	(13) C 32.3	(20) A 36.5

至此，我們的試驗，算是設計完成了，待實施時期到來，我們就可以按這種植圖的位置栽植和施肥了。收獲後再把各區產量填入圖中。又將圖 7 之數字經初步整理得表十一如下：

表　十一

處理 / 區集	A	B	C	D	區集總計	平　均
Ⅰ	32.3	33.3	30.8	29.3	125.7	31.425
Ⅱ	34.0	33.0	34.3	26.0	127.3	31.825
Ⅲ	34.3	36.3	35.3	29.8	135.7	33.925
ⅢI	35.0	36.8	32.3	28.0	132.1	33.025
Ⅴ	36.5	34.5	35.8	28.8	135.6	33.950
處　理　總　計	172.1	173.9	168.5	141.9	656.4	
平　　　均	34.42	34.78	33.70	28.38		32.820

$$C = \frac{1}{mn}\left(\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n} X_{ij}\right)^2 = \frac{1}{4 \times 5}(656.4)^2 = 21543.10$$

$$SST = \sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n} X_{ij}^2 - C = \left[(32.3)^2 + (33.3)^2 + \cdots + (36.5)^2\right] - 21543.10 = 182.17$$

$$SSB = \frac{1}{m}\sum_{i=1}^{n}\left(\sum_{j=1}^{m} X_{ij}\right)^2 - C = \frac{1}{4}\left[(125.7)^2 + (127.3)^2 + \cdots + (135.6)^2\right] -$$

21543.10 = 21.46

$$SSt = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(\sum_{j=1}^{m} X_{ij})^2 - C = \frac{1}{5}\left[(172.1)^2 + (173.9)^2 + \cdots + (141.9)^2\right] -$$

21543.10 = 134.45

SSE = SST − SSB − SSt = 182.17 − 21.46 − 134.45 = 26.26

dfT = mn − 1 = 20 − 1 = 19， dfB = n − 1 = 5 − 1 = 4

dft = m − 1 = 4 − 1 = 3， dfE = dfT − dfB − dft = 19 − 4 − 3 = 12

MSB = SSB / dfB = 21.46 / 4 = 5.36， MSt = SSt / dft = 134.45 / 3 = 44.82

MSE = SSE / dfE = 26.26 / 12 = 2.19， F_t = MST / MSE = 44.82 / 2.19 = 20.466

綜上計算所得列成變方分析結果表如下：

表　十　二

變異原因	自由度	平方和	均　方	實測F值	5 %	1 %
區　集	4	21.46	5.36			
處　理	3	134.45	44.82	20.466 **	3.49	5.95
機　差	12	26.26	2.19			
總　計	19	182.17				

註：根據 dft = 3，dfE = 12 查理論F值表得 P = 5 % 之值F爲3.49，P = 1 % 則爲5.95，實測Ft值爲 20.466，均大於 3.94 及 5.95，故此實測Ft 值呈極顯著，嗣後之差異顯著性測驗，參考上兩節所述者行之即妥。

因本試驗的四個參試處理A、B、C、D是氮肥用量的不同，屬於數量上的(Numerical or Quantitative)而非質量上的(Descriptive or Qualitative)，而且處理間的數量距離均相等，如上項試驗之A爲施N 150Kg / ha，B爲施100kg / ha，C爲施N 50kg / ha及D爲施N 0 kg / ha，A與B，B與C及C與D三個距離都是N 50kg / ha。這種資料之統計分析法上，尚可更進一步按處理間之距離與產量上之相差探究其在座標圖上之反應情形，其統計分析法即將處理變異的三個自由度劃分爲三種不同之座標線型，其法如下：

n = 5，A = 172.1，B = 173.9，C = 168.5，D = 141.9

$N' = 3A + B - C - 3D = 3 \times 172.1 + 173.9 - 168.5 - 3 \times 141.9 = +96.0$

$N'' = A - B - C + D = 172.1 - 173.9 - 168.5 + 141.9 = -28.4$

$N''' = A - 3B + 3C - D = 172.1 - 3 \times 173.9 + 3 \times 168.5 - 141.9 = +14.0$

$$SSN' = \frac{1}{20n}(N')^2 = \frac{1}{20 \times 5}(+96.0)^2 = 92.16$$

$$SSN'' = \frac{1}{4n}(N'')^2 = \frac{1}{4 \times 5}(-28.4)^2 = 40.33$$

$$SSN''' = \frac{1}{20n}(N''')^2 = \frac{1}{20 \times 5}(+14.0)^2 = 1.96$$

$SSN' + SSN'' + SSN''' = 92.16 + 40.33 + 1.96 = 134.45 = SSt$

綜上所得結果如下表十三：

表　十三　變方再分析結果

變異原因	自由度	平方和	均方	實測F值	5 %	1 %
區集	4	21.46	5.36	—		
處理	（3）	（134.45）	44.82	20.46 **	3.49	5.59
N′（直線）	1	92.16	92.16	42.08 **	4.75	9.33
N″（第一種曲線）	1	40.33	40.33	18.42 **	〃	〃
N‴（第二種曲線）	1	1.96	1.96	＜1	〃	〃
機差	12	26.26	2.19			
總計	19	182.17				

3.拉丁方格設計及統計分析法

A 拉丁方格之變方分析

今設曾有某稻田綠肥品種比較試驗，計有A、B、C、D、E、F等六種綠肥品種參試，採用6×6之拉丁方格設計之，當然每品種必需重複六次，並設以表十四之方式作其田間種植圖，待各個試區之綠肥生長至適當時期即分別翻入各試區之土中，翌年春插植第一期作水稻，以便探究各個綠肥品種之後效，設得各區稻穀收量並經初步計算得結果如下表十四及表十五：

表　十四

橫行＼直列	1	2	3	4	5	6	橫行總計
一	D 12.2	F 15.4	E 16.6	B 14.3	C 11.5	A 14.2	84.2
二	B 10.9	D 20.5	C 12.3	F 14.1	A 1.44	E 16.0	88.2
三	F 11.2	B 14.8	A 15.2	D 21.0	E 15.8	C 12.9	90.9
四	A 15.3	C 14.8	B 15.1	E 16.8	F 13.1	D 19.3	94.4
五	E 13.4	A 16.4	F 14.2	C 13.3	D 17.7	B 14.6	89.6
六	C 10.1	E 17.7	D 18.0	A 15.2	B 13.2	F 13.8	88.0
直列總計	73.1	99.6	91.4	94.7	85.7	90.8	535.3

表 十 五

直列 品種	1	2	3	4	5	6	綠肥品種 總計
A	15.3	16.4	15.2	15.2	14.4	14.2	90.7
B	10.6	14.8	15.1	14.3	13.2	14.6	82.9
C	10.1	14.8	12.3	13.3	11.5	12.9	74.9
D	12.2	20.5	18.0	21.0	17.7	19.3	108.7
E	13.4	17.7	16.6	16.8	15.8	16.0	96.3
F	11.2	15.4	14.2	14.1	13.1	13.8	81.8
直列總計	73.1	99.6	91.4	94.7	85.7	90.8	535.3

現在我們開始變方分析了：

$$C = \frac{1}{m^2}\left(\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{m} X_{ijk}\right)^2 = \frac{1}{36}(535.3)^2 = 7959.6136$$

$$SST = \sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{m} X_{ijk}^2 - C = (12.2)^2 + (10.9)^2 + \cdots + (13.8)^2 - 7959.6136 = 221.4164$$

$$SSC = \frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}\left(\sum_{j=1}^{m} X_{ijk}\right)^2 - C = \frac{1}{6}\left[(73.1)^2 + (99.6)^2 + \cdots + (90.8)^2\right] - 7959.6139 = 69.5447$$

$$SSR = \frac{1}{m}\sum_{j=1}^{m}\left(\sum_{i=1}^{m} X_{ijk}\right)^2 - C = \frac{1}{6}\left[(84.2)^2 + (88.2)^2 + \cdots + (88.0)^2\right] - 7959.6136 = 9.5881$$

$$SSt = \frac{1}{m}\sum_{K=1}^{m}\left(\sum_{j=1}^{m} X_{ijk}\right)^2 - C = \frac{1}{6}\left[(90.7)^2 + (82.9)^2 + \cdots + (81.8)^2\right] - 7959.6136 = 121.9747$$

$SSE = SST - SSC - SSR - SSt = 221.4164 - 69.5447 - 9.5881 - 121.9747 = 20.3089$

$dfT = m^2 - 1 = 36 - 1 = 35$　　　$dfC = dfR = dft = (m - 1) = 6 - 1 = 5$

$dfE = (m - 1)(m - 2) = 5 \times 4 = 20$

$MSC = SSC/dfR = 69.5447/5 = 13.90894$

$MSR = SSR/dfR = 9.5881/5 = 1.91760$

$MSt = SSt/dft = 121.9747/5 = 24.39494$

$MSE = SSE/dfE = 20.3089/20 = 1.015445$

$Ft = MSt/MSE = 24.39494/1.015445 = 24.024$

綜上列計算所得列成變方分析結果如下：

表 十 六

變異原因	自由度	平方和	均方	實測 F 值	5 %	.1 %
直行	5	69.5447	13.90894			
橫行	5	9.5881	1.91760			
處理	5	121.9747	24.39494	24.024 **	2.71	4.10
機差	20	20.3089	1.015445			
總計	35	221.4164				

嗣後，其參試處理間之個別比較，可參考 2 B(a)及B(b)項施行，於此省略不贅。

B 多拉丁方格設計及其統計分析法

拉丁方格設計參試項目數在二至四個時，因重複次數太少，很難使用拉丁方格設計試驗。多拉丁方格試驗法，即爲補救這種缺點而設。這種試驗的設計方法，係以數種性質相同的拉丁方格連合在一起即成。例如：某可可樹的肥料試驗，設有下面三種磷肥用量參加試驗。A…不施磷肥區，B…每株施用過磷酸石灰一磅半（單量），C…每株施用過磷酸石灰三磅（倍量）。這個問題，如果利用普通的拉丁方格設計試驗，因爲試項只有三個，所以僅得重複三次，機差自由度（m－1）（m－2）＝（3－1）（3－2）＝2，未免太小。假如聯合三個性質相同的拉丁方格，種在一起，則每一試項即共重複九次，機差自由度爲（3m－4）（m－1）＝（3×3－4）（3－1）＝10，遂得適當的增加，現在把那個試驗的種植圖和各個試區的可可莢果收量一併列了出來如表 17

表　十　七

方格 / 直列 / 橫行	I				II				III			
	1	2	3	橫行總計	1	2	3	橫行總計	1	2	3	橫行總計
1	B 41	C 25	A 15	81	C 27	B 28	A 3	58	A 11	C 15	B 17	43
2	A 20	B 32	C 24	76	A 4	C 17	B 9	30	B 24	A 14	C 33	71
3	C 22	A 12	B 21	55	B 22	A 4	C 17	40	C 22	B 20	A 15	57
直列總計	83	69	60	212	53	49	29	131	57	49	65	171

其次再把上表裡的數字，經初步的整理又得下表十八：

表　十　八

方格 / 試項	試項收量（各方格的個別總計）			試項總計（大總計）
	I	II	III	
A	47	11	40	98
B	94	59	61	214
C	71	61	70	202
方格總計	212	131	171	514

$$C = \frac{1}{nm^2}\left(\sum_{h=1}^{n}\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{m} X_{hijk}\right)^2 = \frac{1}{3\times 3^2}(514)^2 = 9{,}786.0$$

$$SST = \sum_{h=1}^{n}\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{m} X^2_{hijK} - C = [(41)^2+(25)^2+\cdots+(15)^2] - 9{,}785.0 = 2{,}117.0$$

$$SSS = \frac{1}{m^2}\sum_{h=1}^{n}\left(\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{m} X_{hijk}\right)^2 - C = \frac{1}{9}[(212)^2+(131)^2+(171)^2] - 9{,}785.0 = 364.6$$

$$SSC = \frac{1}{m}\sum_{h=1}^{n}\sum_{i=1}^{m}\left(\sum_{j=1}^{m} X_{hijK}\right)^2 - SSS - C = \frac{1}{3}[(83)^2+(69)^2+\cdots+(65)]^2 - 364.6 - 9{,}785.0 = 242.4$$

$$SSR = \frac{1}{m}\sum_{h=1}^{n}\sum_{j=1}^{m}\left(\sum_{i=1}^{m} X_{hhijk}\right)^2 - SSS - C = \frac{1}{3}[(81)^2+(76)^2+\cdots+(57)^2] - 364.6 - 9{,}785.0 = 388.6$$

$$SSt = \frac{1}{nm}\sum_{k=1}^{m}\left(\sum_{h=1}^{n}\sum_{i=1}^{m} X_{hijk}\right)^2 - C = \frac{1}{3\times 3}[(98)^2+(214)^2+(202)^2] - 9{,}785.0 = 904.3$$

$$SSE = SST - SSS - SSC - SSR - SSt = 2{,}117.0 - 364.6 - 242.4 - 388.6 - 904.3 = 217.1$$

各種均方的求法，仍係以其自由度除相當的平方和即得，並以機差均方除試項均方得試項 F_t 值，這種種計算方法，原則上是固定不變的，故此均略不贅，茲將計算所得列成變方分析表十九如下：

表　十　九

變異來源	自由度	平方和	均　方	F　值	5　%	1　%
方　格	2	364.6	182.3	8.40		
直　列	6	242.4	40.4	1.86		
橫　行	6	388.6	64.7	2.98		
磷肥施量	2	904.3	452.2	20.83**	4.10	7.56
機　差	10	217.1	21.71			
總　計	26	2117.0				

總收量的相差顯著標準值：

$$LSD_1 = t^{10}_{.05}\times\sqrt{MSE}\times\sqrt{2nm} = 2.228\times\sqrt{21.71}\times\sqrt{2\times 3\times 3} = 44.04$$

$$LSD_2 = t^{10}_{.01}\times\sqrt{MSE}\times\sqrt{2nm} = 3.169\times\sqrt{21.71}\times\sqrt{2\times 3\times 3} = 62.60$$

此外，上述統計方法，只能適用於各個方格必須栽在同一地方，而且同一季節的試驗紀錄。如果每個方格的試驗地點不同，彼此距離很遠（如區域試驗）或年度不同（如累年試驗），其統計方法又不大相同了。

表二十

磷肥施量	總收量		
A	98	A	
B	214	116**	B
C	202	104**	12

至於參試項目較多，但欲保持拉丁方格的優點（控制兩向土異），並謀試項重複次數不致太多時，我們把拉丁方格作爲基本法則，其他形

式稍加更改，即可構成互異的好幾種試驗方法，如希腊拉丁方格設計法等，也各自有其適當的統計分析測驗判斷步驟，於此不贅。

4. 複因子試驗及統計分析法

A. P × Q之複因子試驗及統計分析法

在某一試驗中，其全部參試處理之實施情形相當複雜，係由幾類性質相異每類含有兩個或以上之處理，且各類處理不相排斥者，經完全組合而得各種試項之試驗，謂之複因子試驗。設有V_0，V_1兩個小麥品種，經過幾年比較試驗結果，二者都很豐產，未能確實判斷何者較高，今擬作更精密的比較試驗一下，同時又想研究一下鉀肥施量對小麥收量的影響，更有人說該兩個小麥優良品種對鉀肥反應不大相同，因爲我們希望同時解決這二個問題，就把V_0、V_1兩個優良小麥品種與三個鉀肥用量（k_0 = 不施鉀肥，k_1 = 每一公頃施用K_2O 50公斤，k_2 = 每一公頃施用K_2O 100公斤）兩類處理共同參加同一試驗。第一類處理是兩個不同品種，第二類處理是三個不同鉀肥用量，兩類處理在試驗技術特稱兩個參試因子（Factors）第一因子爲小麥品種（V），第二因子爲鉀肥用量（K），同類因子之參試各處理稱爲變級（Level），第一因子含有兩個變級（V_0、V_1），第二因子有三含個變級（k_0、k_1、k_2），至於參試項目則須另由兩因子之所有變級作完全組合而成，如上列兩參試因子所有變級之完全組合共有下列六種：

1. v_0k_0 = (00)·········v_0 品種不施鉀肥
2. v_0k_1 = (01)·········v_0 品種每公頃施 50 公斤之K_2O
3. v_0k_2 = (02)·········v_0 品種每公頃施 100 公斤之K_2O
4. v_1k_0 = (10)·········v_1 品種不施鉀肥
5. v_1k_1 = (11)·········v_1 品種每公頃施 50 公斤之K_2O
6. v_1k_2 = (12)·········v_1 品種每公頃施 100 公斤之K_2O

因爲同一試區可以接受每因子的一個變級，試區獲得最經濟之利用，且試驗結果所蘊藏的智識既多了各因子的關係，同因子中各個變級間又可作綜合性的比較，所以複因子試驗的價值經常要比單因子試驗者高。把上列六個處理組合共同作成一個試驗，即稱複因子試驗。

由上述各點，可知所謂複因子試驗，僅涉及參試處理構成之狀態，與以取樣法不同而區分之各種設計法並不相斥。即複因子試驗之設計法既可採用完全逢機設計或逢機完全區集設計，亦可採用拉丁方格設計或其他設計法。今設上述之小麥品種及鉀肥用量複因子試驗，既以該六個處理組合參試，並決定重複六次及採用拉丁方格設計法，經逢機手續後，將其種植圖及各區小麥收量並作初步計算得下列四表：

表二十一　各直列橫行之總計

橫行＼直列	1	2	3	4	5	6	橫行總計
1	(00)101	(11)134	(01)109	(10)112	(12)122	(02)153	731
2	(11)177	(02)164	(12)205	(01)148	(10)154	(00)148	996
3	(12)180	(10)142	(00)123	(02)152	(11)166	(01)151	914
4	(02)152	(00)133	(10)141	(12)210	(01)143	(11)168	947
5	(01)132	(12)177	(02)144	(11)158	(00)115	(10)131	857
6	(10)138	(01)146	(11)160	(00)129	(02)142	(12)193	908
直列總計	880	896	882	909	842	944	5353

表二十二　各處理組合之總計

處理＼直列	1	2	3	4	5	6	處理總計
(12)	180	177	205	210	122	193	1087
(11)	177	134	160	158	166	168	963
(10)	138	142	141	112	154	131	818
(02)	152	164	144	152	142	153	907
(01)	132	146	109	148	143	151	829
(00)	101	133	123	129	115	148	749
直列總計	880	896	882	909	842	944	5353

表二十三　各因子變級之總計

品種＼鉀肥	k_2	k_1	k_0	品種總計
V_0	907	829	749	2485
V_1	1087	963	818	2868
鉀肥總計	1994	1792	1567	5353

表二十四　各處理組合及因子變級之平均

品種＼鉀肥	k_2	k_1	k_0	品種平均
V_0	151.17	138.17	124.83	138.06
V_1	181.17	16.50	136.33	159.33
鉀肥平均	166.17	149.33	130.58	148.69

現在我們可以開始變方分析了：

$$C=\frac{1}{mpq}\left(\sum_{i=1}^{m}\sum_{k=1}^{p}\sum_{l=1}^{q}X_{ijkl}\right)^2=\frac{1}{6\times 2\times 3}(5353)^2=795961.36$$

m＝6‥‥直列數＝橫列數＝處理組合數（$m=p\times q=2\times 3=6$）＝重複次數

p＝2‥‥參試品種數（V_0、V_1）

q＝3‥‥參試鉀肥用量之變級數（k_2、k_1、k_0）

$$SST=\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{m}X_{ijkl}-C=(101^2+177^2+\cdots+193^2)-C=818103-795961.36=22141.64$$

$$SSC=\frac{1}{6}(880^2+896^2+\cdots+944^2)-C=\frac{1}{6}(4781521)-C=796920.17-795961.36$$
$$=953.81$$

$$SSR=\frac{1}{6}(731^2+996^2+\cdots+908^2)-C=\frac{1}{6}(4817495)-C=802915.83-795961.36$$
$$=6954.47$$

$$SSt=\frac{1}{6}(1087^2+963^2+\cdots+749^2)-C=\frac{1}{6}(4848953)-C=808158.83-795961.36$$
$$=12197.47$$

$SSE = SST - SSC - SSR - SSt = 22141.64 - 958.81 - 6954.47 - 12197.47 = 2030.89$

表二十五

變異原因	自由度	平方和	均方	實測F值	理論F值	
					5 %	1 %
直列	5	958.81	191.762			
橫行	5	6954.47	390.894			
處理	5	12197.47	2439.494	24.024**	2.71	4.10
機差	20	2030.89	101.545			
總計	35					

由上表處理均方之實測F值呈極顯著，意即六個參試處理組合之間具有綜合之顯著差異，玆以LSD進行個別差異顯著測驗如下：

表二十六

處理組合	平均收量	V_1k_2	V_1k_1	V_0k_2	V_0k_1	V_1k_2
V_1k_2	181.17					
V_1k_1	160.50	20.67**				
V_0k_2	151.17	30.00**	9.33			
V_0k_1	138.17	43.00**	22.33**	13.00*		
V_1k_0	136.33	44.84**	24.17**	14.84*	1.84	
V_0k_0	124.83	56.34**	35.67**	26.34**	13.34*	11.50

$$LSD_{.05} = t_{.05}^{80}\sqrt{MSE} \times \sqrt{\frac{2}{m}} = 2.086 \times \sqrt{101.545} \times \sqrt{\frac{2}{6}} = 12.14$$

$$LSD_{.01} = t_{.01}^{20}\sqrt{MSE} \times \sqrt{\frac{2}{m}} = 2.845 \times \sqrt{101.545} \times \sqrt{\frac{2}{6}} = 16.55$$

但因每種處理組合都是由品種試因中之某一變級與鉀肥用量之某一變級二者所組合而成者，故上述結論六個參試處理組合間之綜合差異顯著，究係品種之不同所誘致，抑或鉀肥用量多少之影響，或二者均有關係，甚至二者均無關係，而僅組合不同所起，此等問題，混淆不淸，很難下一明析而附有具體理由的結論。此時因有兩因子之各變級均具備均衡性（Orthogonality）之條件，吾人可再依照兩參試因子之變方分析法將處理平方和及自由度拆爲品種和鉀肥用量兩種主效應（Main Effect）及二者之交感效應（Interaction）三部份，作進一步之檢討，計算方法列述如下：

$$SSV = \frac{1}{mq}\sum_{k=1}^{p}\left(\sum_{i=1}^{m}\sum_{l=1}^{q}X_{ijkl}^2\right) - C = \frac{1}{6\times 3}(2485^2 + 2868^2) - C$$

$$= 800036.06 - 795961.36 = 4074.70$$

$$SSK = \frac{1}{mp}\sum_{l=1}^{q}\left(\sum_{i=1}^{m}\sum_{k=1}^{p}X_{ijkl}\right)^2 - C = \frac{1}{6\times 2}(1994^2 + 1792^2 + 1567^2) - C$$

$$= 803565.75 - 795961.36 = 7604.39$$

$$SSVK = SSt - SSV - SSK = 12197.47 - 4074.70 - 7604.39 = 518.38$$

$dfv = p-1 = 2-1 = 1$，$dfk = q-1 = 3-1 = 2$，

$dfvk = (p-1)(q-1) = (2-1)(3-1) = 2$

又因參試之三種鉀肥用量 0、50、100 Kg／ha 爲等距者，該變因的平方和及可再予拆分爲直線關係（Linear）及二次線型關係（Quadratic）兩部份，各佔一個自由度，其計算方法如下：

$$SSK' = \frac{1}{2mp}(k_2-k_0)^2 = \frac{1}{2\times6\times2}(1994-1567)^2 = \frac{1}{24}(427)^2 = 7597.04$$

$$SSK'' = \frac{1}{6mp}(k_2-2k_1+k_0)^2 \quad \frac{1}{6\times6\times2}(1994-2\times1792+1567)^2$$

$$= \frac{1}{72}(-23)^2 = 7.35$$

綜上各項計算所得，列成變方再分析結果表如下表二十七：

表二十七

變異原因	代號	自由度	平方和	均方	實測F值	理論F值	
						5%	1%
直列	C	5	958.81				
橫行	R	5	6954.47				
處理	t	〔5〕	〔12197.47〕	2439.494	24.024**	2.71	4.10
品種	v	1	4074.70	4074.70	40.127**	4.35	8.10
鉀肥用量	K	(2)	(7604.39)	3802.195	37.443**	3.49	5.85
鉀量直線關係	K′	1	7597.04	7597.04	74.810**	4.35	8.10
鉀量二次線型關係	K″	1	7.35	7.35	—	4.35	8.10
品種與鉀量之交感	VK	2	518.38	259.190	2.552	3.49	5.85
機差	E	20	2030.89	101.545			
總計	T	35	22141.64				

品種比較 $\bar{V}_1 - \bar{V}_0 = 159.33 - 138.06 = 21.26^{**}$

$$LSD_{.01}^{.05} = t_{20}^{.05}{}_{.01} \times \sqrt{MSE} \times \sqrt{\frac{2}{mq}} = < \begin{matrix}2.086\\2.845\end{matrix} \times \sqrt{101.545} \times \sqrt{\frac{2}{18}} = < \begin{matrix}7.01\\9.56\end{matrix}$$

鉀肥用量比較：

表二十八

鉀肥用量	平均收量	k_2	k_1
k_2	166.17		
k_1	149.33	16.84**	
k_0	130.58	35.59**	18.75**

$$LSD_{.01}^{.05} = t_{20}^{.05}{}_{.01} \times \sqrt{MSE} \times \sqrt{\frac{2}{mp}} = < \begin{matrix}2.086\\2.845\end{matrix} \times \sqrt{101.545} \times \sqrt{\frac{2}{12}} = < \begin{matrix}6.07\\8.28\end{matrix}$$

品種與鉀肥用量之交感：

表二十九

鉀肥 / 品種	k_2	k_1	k_0	品種總計
V_0	− 4.37	− 0.53	+ 4.88	0.00
V_1	+ 4.37	+ 0.53	− 4.88	0.00
鉀肥總計	0.00	0.00	0.00	0.00

$$LSD^{.05}_{.01} = t^{.05}_{20\,.01} \times \sqrt{MSE} \times \sqrt{\frac{(p-1)(q-1)}{mpq}}$$

$$= <^{2.086}_{2.845} \times \sqrt{101.545} \times \sqrt{\frac{(2-1)(3-1)}{6\times2\times3}}$$

$$= <^{4.95}_{6.76}$$

上表中之各值係利用下式計算之：

$$\bar{X}_{\cdots k1} - \bar{X}_{\cdots k2} - \bar{X}_{\cdots 1} + \bar{X}_{\cdots\cdot}$$

例如V_0k_2格內之數字為：$\bar{X}_{\cdot\cdot 02} - \bar{X}_{\cdot\cdot 0\cdot} - \bar{X}_{\cdots 2} + \bar{X}_{\cdots\cdot} = 151.17 - 138.06 - 166.17 + 148.69 = -4.37$ 表中之直列及橫行總計必等於零，否則即示計算錯誤。在表二十七中，品種與鉀肥用量交感之實測F值不顯著，即示已無計算表二十九中各值之必要，但為顯示方法起見，仍行之，故所得各值均小於其相當之LSD。另在前品種比較中，吾人已知 v_1 極較 v_0 豐產，又在表二十八中，已知 k_2 確較 k_1 或 k_0 豐產及 k_1 亦較 k_0 豐產，若表二十九中之各值均大於其相當之LSD 即為顯著。如此倘吾人更就三項比較結果同時討論，則因表二十九中 v_0k_0 格內之數字為正值，v_1k_0 者反是，即示於一般言之，v_0 雖屬低產品種，但在缺鉀環境下，其低產之程度不若平常之甚；反之 v_1 雖屬高產品種，但在缺鉀環境下，其高產之程度亦不若平常之甚。又另在多鉀之環境下，情形恰恰相反，即 v_1 優於 v_0 之程度更甚，此等結論，由表二十三或二十四中之各值亦可隱約察知，但不夠具體而肯定，今經表二十七中品種與鉀肥施量交感實測F值之不顯著，遂證實此等相互關係，祇係一種傾向，仍未便確認其為事實也。

又表二十七中鉀肥用量直線關係之實測F 值顯著，又 $k_2 - k_0 = 1994 - 1567 = 427$ 為一正值，且鉀肥用量二次線型關係之實測F 值不顯著，可知鉀肥施量與小麥收量有正比例之趨勢。

繼此吾人亦可進而估算鉀肥用量與小麥產量之迴歸方程式及小麥最高產量之每公頃麥田之最適鉀肥施量等。

B. 2^3 複因子試驗及統計分析法

(1) 2^3 複因子試驗

設有A、B、C三個因子參加同一試驗，每因子各含兩個變級，A因子為a_0，a_1；B因子的兩個變級為b_0，b_1；C因子的兩個變級為c_0，c_1。這三個因子的各個變級作完全組合，便構成下列八種試項：

$a_0b_0c_0$，$a_0b_0c_1$，$a_0b_1c_0$，$a_0b_1c_1$，$a_1b_0c_0$，$a_1b_0c_1$，$a_1b_1c_0$，$a_1b_1c_1$，

將這八個處理利用逢機區集或拉丁方格法設計等等試驗，這種試驗就叫2^3複因子試驗。

舉個實例來說，有一小麥肥料三要素試驗，氮肥因子分不施氮肥和每畝施氮素5斤兩個變級，磷肥因子也是分不施磷肥和每畝施磷酸5斤兩個變級，鉀肥因子同樣分為不施鉀肥和每畝施氧化鉀5斤兩變級，該試驗的八種處理便是：

(1) ········ 氮磷鉀均不施用區，$(1) = n_0p_0k_0$

n ········ 單施氮肥區，$n = n_1p_0k_0$

p ········ 單施磷肥區，$p = n_0p_1k_0$

np ········ 氮磷同施區，$np = n_1p_1k_0$

k ········ 單施鉀肥區，$k = n_0p_0k_1$

nk ········ 氮磷同施區，$nk = n_1p_0k_1$

pk ········ 磷鉀同施區，$pk = n_0p_1k_1$

npk ······· 氮磷鉀同施區，$npk = n_1p_1k_1$

利用逢機完全區集法設計試驗，重複四次其種植圖及各地區的畝斤收量如下：

圖 8

Ⅰ	np 150.9	(1) 102.9	npk 164.9	k 112.4	p 114.1	np 128.0	k 103.4	nk 132.7	Ⅲ
	nk 128.9	pk 115.6	n 104.9	p 139.7	(1) 108.5	npk 160.0	pk 122.0	n 138.9	
Ⅱ	nk 137.8	p 000.2	(1) 100.8	npk 134.4	k 117.3	p 126.0	n 101.8	npk 158.5	Ⅳ
	k 109.6	pk 122.2	np 126.1	n 101.5	np 154.7	pk 119.5	nk 125.3	(1) 102.3	

(2) 2^3 複因子試驗之統計分析

把上圖中所列的各個數字經初步整理，即得下表三十：

表 三 十

處理 \ 區集	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	處理總計
(1)	102.9	100.8	108.5	102.3	414.5
n	104.9	101.5	138.9	101.8	447.1
p	139.7	100.2	114.1	126.0	480.0
np	150.9	126.1	128.0	154.7	559.7
k	112.4	109.6	103.4	117.3	442.7
nk	123.9	137.8	132.7	125.3	524.7
pk	115.6	120.2	122.0	119.5	477.3
npk	164.7	134.4	160.0	158.5	617.6
區集總計	1020.0	930.6	1007.6	1005.6	3963.6

把上表三十的數字，經逢機完全區集的變方分析，得結果表三十一如下：

表 三 十 一

變異原因	自由度	平方和	均方	實測 F 值	理論 F 值 5%	理論 F 值 1%
區集	3	621.505	207.168	1.6193		
處理	7	8036.390	1148.056	8.9739 **	2.49	3.65
機差	21	2686.600	127.933			
總計	31	11344.495				

這種分析結果表裡的處理變異量（包括平方和，自由度和均方），還可以再分析爲下列七種詳確的項目，每一項目各佔一個自由度：

(1) N ··········· 氮肥施用與否的主效果 ⎫

(2) P ··········· 磷肥施用與否的主效果 ⎬ 三種主效應

(3) K …………鉀肥施用與否的主效果

(4) N × P …………氮磷同施的交感作用

(5) N × K …………氮鉀同施的交感作用　} 三種初次交感作用

(6) P × K …………磷鉀同施的交感作用

(7) N × P × K ……氮磷鉀同施的交感作用（一種高次交感作用）

注意：大寫英文字母表示效果，小寫英文字母表示處理。

至其分析方法，是由以前所述各法引伸出來的。在進行分析之前，須先將各處理的總收量再經整理成下列的三個兩向表：

表　三　十　二

磷＼氮	p_0	p_1	氮級總計	鉀＼氮	k_0	k_1	氮級總計	鉀＼磷	k_0	k_1	磷級總計
n_0	857.2	957.3	1814.5	n_0	894.5	920.0	1814.5	p_0	862.6	967.4	1829.0
n_1	971.8	1177.3	2149.1	n_1	1006.8	1142.3	2149.1	p_1	1039.7	1094.9	2134.6
磷級總計	1829.0	2134.6	3963.6	鉀級總計	1901.3	2062.3	3963.6	鉀級總計	1901.3	2062.8	3963.6

現在再分析如下：

$$SSN = \frac{1}{16}\left[(1814.5)^2 + (2149.1)^2\right] - \frac{1}{32}(3963.6)^2 = 3498.661$$

$$SSP = \frac{1}{16}\left[(1829.0)^2 + (2134.6)^2\right] - \frac{1}{32}(3963.6)^2 = 2918.480$$

$$SSK = \frac{1}{16}\left[(1901.3)^2 + (2062.3)^2\right] - \frac{1}{32}(3963.6)^2 = 810.031$$

$$SSN \times P = \frac{1}{8}\left[(857.2)^2 + (971.8)^2 + (957.3)^2 + (1177.3)^2\right] - \frac{1}{32}(3963.6)^2 - ss/N) - ss/P = 347.161$$

$$SSN \times K = \frac{1}{8}\left[(894.5)^2 + (1006.8)^2 + (920.0)^2 + (1142.3)^2\right] - \frac{1}{32}(3963.6)^2 - ss/N - ss/K = 378.125$$

$$SSP \times K = \frac{1}{8}\left[(861.6)^2 + (1039.7)^2 + (967.4)^2 + (1094.9)^2\right] - \frac{1}{32}(3963.6)^2 - ss/P - ss/K = 80.011$$

$$SSN \times P \times K = \frac{1}{4}\left[(414.5)^2 + (447.1)^2 + \cdots + (617.6)^2\right] - \frac{1}{32}(3963.6)^2 - ssN - ssP - ssK - ssN \times P - ssN \times K - ssP \times K = 3.920$$

上分析結果另得一表如下表 33

又再分析所得七種平方和的總和必等於最初分析結果的處理平方和。因本試驗法的每種參試因子均各僅含兩個變級，試驗結果經再分析後把處理變因分成七種變因均各祇有一個自由度，所以平方和等於均方，均方顯著等於差異顯著，是無須乎進行個別測驗的。

表三十三

磷機差因	自由度	平方和	均　方	實測 F 值	理論 F 值	
					5 %	1 %
區　集	3	621.505	207.168	1.6193	4.32	8.02
N	1	3498.661	2498.661	27.3476 **	〃	〃
P	1	2918.480	2918.480	22.8261 **	〃	〃
K	1	810.031	810.031	6.3317 *	〃	〃
N × P	1	347.161	347.161	2.7136	〃	〃
N × K	1	378.126	378.126	2.9557	〃	〃
P × K	1	80.011	80.011	—	〃	〃
N×P×K	1	3.920	3.920	—		
機　差	21	2686.600	127.933			
總　計	31	11344.495				

5. 裂區試驗之設計及統計分析法

A 裂區試驗之統計分析

有某棉花品種及播期複式試驗，兩因子的各個變級如上所述，以播期爲主試因，品種爲副試因，用逢機完全區集法設計試驗，重復六次，其田間佈置和各區收量（原收量經各減假定平均值 100 ）如下圖 9 所示：

圖 9　種　植　圖

d_2: v_3 56 v_1 40 v_2 18 v_0 5	d_1: v_1 8 v_3 49 v_2 26 v_0 30	d_2: v_2 4 v_1 –11 v_0 –30 v_3 17	d_1: v_3 –4 v_2 –11 v_0 –40 v_1 2	d_2: v_2 9 v_0 –37 v_3 –1 v_1 –30	d_0: v_2 18 v_3 13 v_0 –47 v_1 –26
d_0: v_0 11 v_3 75 v_1 30 v_2 57	d_2: v_3 40 v_2 21 v_1 24 v_0 –4	d_0: v_3 22 v_1 –11 v_0 –26 v_2 –19	d_0: v_2 12 v_0 –32 v_3 –14 v_1 –36	d_1: v_0 –20 v_3 26 v_2 –6 v_1 –18	d_1: v_3 4 v_0 –11 v_2 –14 v_1 –18
d_1: v_0 17 v_2 61 v_1 14 v_3 41	d_0: v_0 –39 v_1 –9 v_3 0 v_2 –3	d_1: v_1 3 v_2 32 v_0 –36 v_3 33	d_2: v_2 32 v_1 29 v_3 24 v_0 –11	d_0: v_1 –10 v_3 16 v_2 0 v_0 –38	d_2: v_0 –3 v_2 19 v_1 –1 v_3 21

表三十四

區集 \ 播期	d_0	d_1	d_2	區集總計
I	172	133	119	424
II	-51	53	85	87
III	-34	32	-20	-22
IV	-70	-53	74	-49
V	-32	-18	-59	-109
VI	-42	-39	36	-45
播期總計	-57	108	235	286

表三十五

區集＼品種	v_0	v_1	v_2	v_3
Ⅰ	33	84	136	171
Ⅱ	−73	23	44	93
Ⅲ	−92	−19	17	72
Ⅳ	−83	−5	33	6
Ⅴ	−995	−58	3	41
Ⅵ	−61	−45	23	38
品種總計	−371	−20	256	421

表三十六

品種＼播期	d_0	d_1	d_3
v_0	−171	−120	−80
v_1	−62	−9	51
v_2	65	88	103
v_3	111	149	161

裂區試驗紀錄分析法，大致與複因子者相仿，僅主區機差（E_a）及副區機差（E_b）的計算爲前所未有，現在分求在下面：

$$C = \frac{(286)^2}{6\times3\times4} = 1136.06$$

$$SST = [(65)^2 + (40)^2 + (21)^2] - C = 51985.94$$

$$SSB = \frac{1}{3\times4}[(424)^2 + (87)^2 + \cdots + (-45)^2] - C = 15875.27$$

$$SSD = \frac{1}{6\times4}[(-57)^2 + (108)^2 + (235)^2] - C = 1786.36$$

$$SSE_a = \frac{1}{4}[(172)^2 + (133)^2 + (36)^2] - C - SSB - SSD = 6013.31$$

$$SSV = \frac{1}{6\times3}[(-371)^2 + (-20)^2 + (256)^2 + (421)^2] - C = 20020.49$$

$$SSD\times V = \frac{1}{6}[(-171)^2 + (-62)^2 + \cdots + (161)^2] - C - SSD - SSV = 321.76$$

$$SSE_b = SST - SSB - SSD - SSE_a - SSV - SSD\times V = 7968.75$$

把上面計算所得的各個數字列成變方分析結果表如下：

表三十七

變異致因	自由度	平方和	均方	實測F值	5 %	1 %
區集	5	15875.27	3175.054	—		
播期	2	1786.36	893.180	1.4854	4.10	7.56
主區機差	10	6013.31	601.331	—		

品　種	3	20020.49	6673.497	37.6857**	2.82	4.26
播期×品種	6	321.76	53.627	—		
副區機差	45	7968.75	177.083	—		
總　計	71	51985.94	—	—		

B裂區試驗結果之差異比較：

各播期綜合比較總收量之差異顯著標準值：

$$LSD_1 = t^{10}_{.05} \times \sqrt{MSE_a} \times \sqrt{2\times6\times4} = 2.228 \times \sqrt{601.311\times48} = 378.52$$

$$LSD_2 = t^{10}_{.01} \times \sqrt{MSE_a} \times \sqrt{2\times6\times4} = 3.169 \times \sqrt{601.311\times48} = 538.39$$

表三十八

播　期	總收量	相	差
d_0	－57	d_0	
d_1	108	165	d_1
d_2	235	292	127

各品種綜合比較總收的差量異顯著標準值：

$$LSD_1 = t_{5\%} \times \sqrt{MSE_b} \times \sqrt{2\times6\times3} = 2.014 \times \sqrt{177.083\times36} = 161.67$$

$$LSD_2 = t_{1\%} \times \sqrt{MSE_b} \times \sqrt{2\times6\times3} = 2.690 \times \sqrt{177.083\times36} = 215.91$$

表三十九

品　種	總收量	相		差
v_0	－371	v_0		
v_1	－20	351**	v_1	
v_2	256	627**	276**	v_2
v_3	421	792**	441**	165*

同播期各品種單獨比較總收量的差異顯著標準值：

$$LSD_1 = t_{5\%} \times \sqrt{MSE_b} \times \sqrt{2\times6} = 2.014 \times \sqrt{177.083\times12} = 92.84$$

$$LSD_2 = t_{1\%} \times \sqrt{MSE_b} \times \sqrt{2\times6} = 2.690 \times \sqrt{177.083\times12} = 124.01$$

同品種各播期單獨比較，或品種及播期均不相同之組合比較總收量的差異顯著標準值：

$$LSD_1 = t'_{5\%} \times \sqrt{[(4-1)MSE_b + MSE_a]\times2\times6/4}\ ,\ t'_{5\%} = \frac{(4-1)MSE_b\, t^{dfEb}_{5\%} + E_a t^{dfEa}_{5\%}}{(4-1)E_b + E_a}$$

$$LSD_2 = t'_{1\%} \times \sqrt{[(4-1)MSE_b + MSE_a]\times2\times6/4}\ ,\ t'_{1\%} = \frac{(4-1)MSE_b\, t^{dfEb}_{1\%} + E_a t^{dfEa}_{1\%}}{(4-1)MSE_b + MSE_a}$$

查表，$dfE_b = 45$，$p = 5\%$，之t值爲2.014，$p = 1\%$爲2.690；$dfE_a = 10$，$p = 5\%$之t值爲2.228，$P = 1\%$爲3.169

$$t'_{5\%} = \frac{[(4-1)\times 177.083 \times 2.014]+[601.33]\times 2.228}{(4-1)\times 177.083 + 601.331} = 2.1276$$

$$t_{1\%} = \frac{[(4-1)\times 177.083 \times 2.690]+[601.33]\times 3.169}{(4-1)\times 177.083 + 601.331} = 2.9443$$

$$LSD_1 = 2.1276 \times \sqrt{[(4-1)\times 177.083 + 601.331]\times \frac{2\times 6}{4}} = 124.0181$$

$$LSD_2 = 2.9443 \times \sqrt{[(4-1)\times 177.083 + 601.331]\times \frac{2\times 6}{4}} = 171.6236$$

表四十

組　合	總收量	同播期各品種單獨比較之相差											
v_0d_0	－171	v_0d_0			109*			236**			282**		
v_0d_1	－120	51	v_0d_1			111**			208**			269**	
v_0d_2	－80	91	40	v_0d_2			131**			183**			241**
v_1d_0	－62		58	18	v_1d_0			127**			173**		
v_1d_1	－9	162*		71	53	v_1d_1			97*			158**	110*
v_1d_2	51	222**	171*		113	60	v_1d_2			52			
v_2d_0	65		185**	145*		74	14	v_2d_0			46		
v_2d_1	88	259**		168*	150		37	23	v_2d_1			61	
v_2d_2	103	274**	223**		165*	112		38	15	v_2d_2			58
v_3d_0	111		231**	191**		120	52		23	8	v_3d_0		
v_3d_1	149	320**		229**	211**		60	84		46	38	v_3d_1	
v_3d_2	161	332**	281**		223**	170*		96	73		50	12	v_3d_2
		同品種各播期單獨比較及播期均不同之相差											

交感作用平均收量的差異顯著標準值：

$$LSD_1 = t_{5\%} \times \sqrt{MSE_b} \times \sqrt{\frac{(3-1)(4-1)}{6\times 3\times 4}} = 2.016 \times \sqrt{177.083 \times \frac{1}{12}} = 7.7367$$

$$LSD_2 = t_{1\%} \times \sqrt{MSE_b} \times \sqrt{\frac{(3-1)(4-1)}{6\times 3\times 4}} = 2.690 \times \sqrt{177.083 \times \frac{1}{12}} = 10.3336$$

表四十一

播期＼品種	v_0	v_1	v_2	v_3	總　計
d_0	－1.54	－2.88	＋2.96	＋1.46	0.00
d_1	＋0.08	－0.92	－0.08	＋0.92	0.00
d_2	＋1.46	＋3.80	－2.88	－2.38	0.00
總　計	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

參考資料

1. 張魯智　1976　試驗技術講義
2. 俞其海　1970　現代統計學　台灣中華書局
3. 郭祖超　1945　醫學與生物統計方法　正中書局
4. 水島宇三郎　1965　農學實驗の統計分析入門　養賢堂
5. 寺田一彥　統計データのまとめ方
6. 三留三千男　1960　農學實驗計劃法　朝倉書局
7. Cochran, W. G. and G. M. Cox 1957 Experiment Design 2nd Edition, John Wiley and Sons.
8. Fisher R. A. 1959 Statistical Method and Scientific Inference, Oliver and Bayd Limited.
9. Snedicor, G. W. 1956 Statistical Methods 5th Edition, The Iowa State university Prers.
10. Kempthorne, O. 1969 The Design and Analysis of Experiment.